60.7
М 76

С. А. Новосельский

ДЕМОГРАФИЯ И СТАТИСТИКА

Сергей Александрович Новосельский (1872—1953 гг.)

Демографическое наследие

2004

С. А. Новосельский

ДЕМОГРАФИЯ И СТАТИСТИКА

(ИЗБРАННЫЕ ПРОИЗВЕДЕНИЯ)

Под редакцией проф. *Л. Е. Полякова*

08 СЕП 1998

Москва
«СТАТИСТИКА»
1978

Сергей Александрович Новосельский (1872—1953 гг.) — знаменитый русский врач-демограф, научно-исследовательская деятельность которого в полной мере развернулась в предреволюционный период и в первые три десятилетия Советской власти.

С. А. Новосельский развил лучшие традиции отечественной демографии, обогатил ее капитальными исследованиями и создал в демографии направление, выражающееся в комплексном исследовании состояния здоровья населения на основе детальнейшего анализа демографических процессов.

Труды С. А. Новосельского имели и имеют актуальное методологическое и методическое значение. Разработанные им методы перспективных исчислений населения, взаимосвязей между рождаемостью и младенческой смертностью, уровнями смертности и социальной характеристикой отдельных групп населения не утратили своего значения для разработки важных и обострившихся проблем народонаселения с целью разработки эффективной демографической политики в современный период, на что было обращено внимание в докладе Л. И. Брежнева на XXV съезде КПСС.

Книга вызовет интерес у демографов, статистиков, медиков, социологов, экономистов, социал-гигиенистов и организаторов здравоохранения.

139667

БИБЛИОТЕКА
Ворошиловского района

И 10806-011
068(01)-78 07-78

© Издательство «Статистика», 1978

ОТ СОСТАВИТЕЛЯ И НАУЧНОГО РЕДАКТОРА

В книге представлены лишь некоторые, наиболее важные работы С. А. Новосельского, составляющие только часть его творческого наследия. Диапазон творческой деятельности С. А. Новосельского был поистине огромен. Трудно перечислить все то, что было сделано им во имя отечественной статистической науки и практики, становления и развития русской и советской санитарной и демографической статистики.

Предлагаемые читателю в настоящем издании работы С. А. Новосельского написаны главным образом уже в советский период его деятельности. Эти работы свидетельствуют о том, что автор — аналитик, способный не только давать цифровую статистическую характеристику тех или иных исследуемых процессов и явлений, но и находить и вскрывать причинно-следственные отношения в них, механизмы их развития, устанавливать характер взаимоотношений и взаимозависимостей между ними. К ним относятся исследования С. А. Новосельского по статистике состава и естественного движения населения, демографическим последствиям войн, методам демографической и санитарной статистики.

Некоторые из предлагаемых статей были опубликованы ранее в книге «Вопросы демографической и санитарной статистики», вышедшей в 1958 г. небольшим тиражом и ставшей в настоящее время библиографической редкостью. Вот почему некоторые из этих работ публикуются вновь.

Вместе с тем ряд крупных исследований С. А. Новосельского, выполненных им совместно с В. В. Паевским, были опубликованы в сборнике избранных произведений В. В. Паевского «Вопросы демографической и медицинской статистики» (М., 1970) и поэтому не включены нами в настоящее издание трудов С. А. Новосельского («К вопросу о выравнивании возрастных группировок»,

«О сводных характеристиках воспроизводства и перспективных исчислениях населения», «Таблицы смертности населения СССР» из книги «Смертность и продолжительность жизни населения СССР. 1926—1927. Таблицы смертности». М.—Л., 1930).

Представленные в данной книге произведения С. А. Новосельского интересны в методологическом отношении, безукоризненны с точки зрения достоверности публикуемых статистических данных, а также весьма злободневны с позиций борьбы за мир, за дальнейший расцвет советской науки, особенно это относится к работам в разделе «Демографические последствия войны».

Надеемся, что избранные произведения С. А. Новосельского, крупнейшего отечественного ученого в области демографии и санитарной статистики, найдут у своих читателей заслуженное признание.

Профессор *Л. Е. Поляков*

КРАТКИЙ ОЧЕРК ЖИЗНИ И ДЕЯТЕЛЬНОСТИ С. А. НОВОСЕЛЬСКОГО

Сергей Александрович Новосельский (1872—1953 гг.) — один из выдающихся деятелей отечественной санитарной, демографической и медицинской статистики, труды которого явились значительным вкладом в теорию и практику санитарно-статистических и демографических исследований здоровья населения, его рождаемости, смертности, заболеваемости, физического развития, а также статистики и организации здравоохранения в нашей стране.

С. А. Новосельский родился 17 августа 1872 г. в Петербурге. Там же он получил среднее образование и поступил в Военно-медицинскую академию. В 1895 г., окончив Военно-медицинскую академию, С. А. Новосельский получил звание «лекаря с отличием» и до 1900 г. состоял на военной службе в должности ординатора военного госпиталя в г. Седлеце. Уже в этот период он начал специализироваться по медицинской и санитарной статистике. Тогда же были опубликованы его первые научные работы по военно-санитарной статистике: «К статистике нервных заболеваний у солдат» и «К казуистике мозговых нарывов».

По окончании срока обязательной военной службы в 1900 г. С. А. Новосельский переходит на работу в Управление главного врачебного инспектора в должности младшего помощника делопроизводителя[1], а впоследствии — заведующего санитарно-статистической частью Управления. В 1900 г. С. А. Новосельский изучал проблемы санитарной (медицинской) статистики в Мюнхене под руководством проф. Г. Майра, а также в Париже под руководством Ж. Бертильона.

Санитарно-статистическая организация Петербурга конца XIX—начала XX в. характеризовалась своеобразным сочетанием трех центров: организации официальной всероссийской статистики в соответствующем отделении медицинского департамента, систематически публиковавшем ежегодные обзоры о состоянии народного здоровья и «Российские медицинские списки», и центра образцовой по тому времени муниципальной (городской) статистики

[1] См.: Очерки истории отечественной санитарной статистики. Под ред. А. М Меркова. М., 1966, с. 189.

в виде статистического отделения Петербургской городской управы (также публиковавшей периодические издания). Третьим научным центром была Военно-медицинская академия.

Ведущей проблемой в деятельности всей Петербургской санитарно-статистической школы было исследование санитарно-демографических вопросов[1].

С. А. Новосельский начал свою работу в период реорганизации официальной санитарной статистики в России (1900—1904 гг.). Велик его личный вклад в совершенствование всей системы сбора и обработки русских санитарно-демографических статистических материалов. В Управлении главного врачебного инспектора С. А. Новосельский работал до начала первой мировой войны. За этот период он выполнил очень важную по значению и поистине титаническую по объему санитарно-статистическую и демографическую работу: «создал образцовую систему государственных обзоров о состоянии народного здравия и организации медицинской помощи в России, сохранившую свое значение также и для послереволюционного периода»[2]. Издававшиеся ежегодно с 1903 по 1914 г. «Отчеты о состоянии народного здравия и организации медицинской (врачебной) помощи в России» представляют собой исторические документы, на основании которых может быть получена наиболее верная количественная характеристика различных аспектов здоровья населения и организации медицинской помощи в последние десятилетия дореволюционной России. Эти публикации имеют также большое методическое значение. Еще в 1912 г. земский врач большевик З. П. Соловьев писал, что «Отчеты о состоянии народного здравия и организации врачебной помощи в России» являются единственным источником сведений о санитарном благополучии страны и заслуживают глубокого внимания читателя, так как, «несмотря на все несовершенство официальной статистики, яркая картина развернется перед ним», картина «санитарного убожества»[3]. Отчеты строились по однотипной программе и каждый включал в себя 18 разделов: движение населения; статистика причин смерти в городах; обращаемость к врачебной помощи; распределение зарегистрированных больных по отдельным нозологическим формам; заразные болезни; медицинский персонал и врачебные участки; больницы и приемные покои; дома и отделения для умалишенных; родильные дома, приюты и отделения; пастеровские станции; аптеки и аптекарские магазины; фельдшерские и акушерские школы; гигиенические лаборатории и санитарный надзор; общества врачей; врачебно-санитарный надзор за проституцией; расходы на медицинскую часть; судебно-медицинская часть; результаты врачебного осмотра призывников. Важно подчеркнуть, что в 1903—1914 гг. отчеты состав-

[1] См.: Очерки истории отечественной санитарной статистики, с. 178.

[2] БМЭ. Изд. 1-е. Т. 21. М., 1932, с. 485, статья «Новосельский Сергей Александрович».

[3] Цит по кн.: Очерки истории отечественной санитарной статистики, с. 187—188.

лялись по новым макетам статистических таблиц и включали вновь разработанную классификацию и номенклатуру болезней и причин смерти. Последняя позволяла осуществлять сопоставление данных официальной медицинской статистики с материалами земских санитарно-статистических исследований здоровья населения России[1].

С 1901 по 1919 г. С. А. Новосельский был постоянным научным сотрудником Бюро по международной библиографии по естествознанию и математике (включавшей и математическую статистику) при Академии наук. С 1907 г. С. А. Новосельский начинает активную педагогическую и научную деятельность в области санитарной и демографической статистики. В этом же году он был избран профессором санитарной и демографической статистики на статистических курсах Центрального статистического комитета. После Великой Октябрьской социалистической революции он продолжает свою работу на тех же курсах, но уже при Центральном статистическом управлении (в 1924 г. статистические курсы были переведены в Москву).

В начале первой мировой войны С. А. Новосельский был мобилизован в армию и заведовал санитарно-статистическим бюро Главного военно-санитарного управления. С 1918 по 1937 г. он работал в Ленинградском губернском отделе статистики (позже переименованном в Управление народнохозяйственного учета — УНХУ) в должности заместителя начальника отдела и начальника сектора демографической статистики.

В 1929—1930 гг. по поручению экономико-статистического сектора Госплана СССР С. А. Новосельский совместно со своим учеником и другом В. В. Паевским выполнили большую работу по составлению таблиц смертности и доживаемости населения отдельных районов СССР. Эти таблицы были построены на основе переписи населения 1926 г. и имели большое практическое значение для перспективно-плановых исчислений различных возрастных контингентов населения. На основе разработанных ими методических приемов были рассчитаны таблицы смертности для населения европейской части СССР, а также для отдельных ее районов. Исчисление таблиц смертности за 1926—1927 гг. позволило выявить закономерности динамики смертности, показать достижения нашей страны в улучшении здоровья и увеличении средней продолжительности жизни населения.

Весь период своей практической санитарно-статистической и демографической деятельности в органах государственной статистики С. А. Новосельский совмещал с педагогической и научной работой в ряде высших учебных и научно-исследовательских учреждений. С 1920 по 1930 г. он был профессором санитарной и демографической статистики в Ленинградском государственном институте усовершенствования врачей, а с 1930 по 1934 г. — стар-

[1] См.: Очерки истории отечественной санитарной статистики, с. 177—225.

шим демографом в Демографическом институте Академии наук СССР.

В отзыве академика Н. М. Виноградова о научной работе С. А. Новосельского указывалось, что «...неутомимая организаторская и методологическая деятельность С. А. Новосельского принесла свои плоды: его настойчивой научной пропаганде в значительной степени мы сейчас обязаны тем, что сильно отставшая в России до революции от западноевропейских стран демографическая статистика ныне по богатству и качественному разнообразию данных не только не уступает, но в отдельных случаях и превосходит соответствующую статистику Германии, Франции и Северо-Американских Соединенных Штатов»[1].

С. А. Новосельский живо откликался на часто поступавшие к нему просьбы о проведении занятий с врачами из различных высших учебных заведений Ленинграда. Так, в 1920—1922 гг. в Военно-медицинской академии были введены лекционные курсы по санитарной и демографической статистике для прикомандированных в академию врачей, усовершенствовавшихся по гигиене. Для обеспечения лекционного курса был привлечен профессор С. А. Новосельский. Программа его носила, по свидетельству Л. С. Каминского, «по преимуществу методический характер, применительно к санитарно-демографическим процессам в населении»[2].

С 1934 г. начинается деятельность С. А. Новосельского в Ленинградском государственном педиатрическом институте (ЛГПИ) в должности профессора и научного руководителя статистического бюро кафедры организации здравоохранения (социальной гигиены), где он проработал весь период войны 1941—1945 гг. В 1949 г. в возрасте 77 лет он вышел на пенсию по состоянию своего здоровья. Но до последних дней жизни С. А. Новосельский оставался научным консультантом научно-методического бюро санитарной статистики Ленинградского городского отдела здравоохранения. В период с 1932 по 1941 г. он был научным консультантом по санитарной и демографической статистике Ленинградского института здравоохранения, а с 1939 г. до конца своих дней — Ленинградского научно-исследовательского туберкулезного института.

С. А. Новосельский проводил большую общественную работу. С 1929 по 1936 г. он не раз избирался членом районных Советов депутатов трудящихся Ленинграда (Центральный, Смольнинский районы).

Приказом Народного комиссариата здравоохранения РСФСР от 27 июня 1935 г. С. А. Новосельский был утвержден в ученой степени доктора медицинских наук. На III сессии Академии медицинских наук СССР 30 октября 1945 г. его избрали действитель-

[1] Арх. дело № 1195 в Ленингр. гос. педиатр. ин-те. Отд. кадров, 1934, 16 марта, с. 12.

[2] *Каминский Л. С.* Медицинская и демографическая статистика. (Избранные произведения). М., 1974, с. 334.

ным членом АМН СССР; в том же году ему было присвоено почетное звание заслуженного деятеля науки РСФСР.

В статье «Выдающийся деятель санитарной статистики», посвященной выдвижению С. А. Новосельского в действительные члены Академии медицинских наук СССР, Н. А. Семашко, оценивая его вклад в науку, писал: «Еще в условиях царской России С. А. Новосельский направил свою работу на разрешение разнообразных, трудных и жгучих вопросов современности. Деятельность его стала еще более разносторонней, кипучей и плодотворной после революции... Выдвижение кандидатуры С. А. Новосельского, выдающегося представителя демографической и санитарной статистики, крупнейшего методиста и знатока санитарного состояния нашей страны, в члены Академии медицинских наук СССР встречено советской гигиенической общественностью с огромным удовлетворением и одобрением»[1].

Правительство СССР наградило С. А. Новосельского орденом Трудового Красного Знамени, а также медалями «За оборону Ленинграда» и «За доблестный труд в Великой Отечественной войне 1941—1945 гг.».

С. А. Новосельский был избран почетным членом Ленинградского отделения Всесоюзного общества гигиенистов и санитарных врачей, с 1946 г. являлся членом консультативной Комиссии Военно-медицинского музея МО СССР и научно-методической комиссии по санитарной статистике Министерства здравоохранения СССР.

Умер С. А. Новосельский в Ленинграде в ночь на 12 ноября 1953 г. на 82 году жизни.

Всю свою сознательную жизнь С. А. Новосельский отдал бескорыстному служению избранной области науки и практики — санитарной и демографической статистике. По учтенным нами данным им опубликовано около 150 работ, многие из которых представляют собой крупные научные труды, получившие всемирную известность и переведенные на иностранные языки. Кроме этого, им проводилась очень большая работа по подготовке и изданию текущих санитарно-статистических материалов. Так, например, в «Вестнике общественной гигиены», который издавался Управлением главного врачебного инспектора МВД в С.-Петербурге, в разделе «Медико-статистические сведения» за его подписью ежемесячно публиковались материалы по заболеваемости и смертности населения России и других стран мира. Особенно подробными были данные по смертности населения в городах мира (численность населения; число родившихся и умерших в абсолютных и относительных числах; число умерших в возрасте до 1 года; число умерших от основных причин — брюшной тиф, оспа, корь, скарлатина, коклюш и др. болезни)[2].

[1] «Медицинский работник», 1945, 4 окт.

[2] В приводимом в конце книги «Указателе печатных работ С. А. Новосельского» включены в виде специального раздела все работы, публиковавшиеся за подписью С. А. Новосельского в «Вестнике общественной гигиены».

Научная деятельность С. А. Новосельского чрезвычайно богата и разнообразна. Практически нет такой области санитарной, медицинской и демографической статистики, в которой не оставил бы он своего следа.

Исследования С. А. Новосельского в дореволюционный период служили основным руководством для всех работавших в области демографии и санитарной статистики. Его обзоры о состоянии народного здоровья и организации медицинской помощи в России за 12 календарных лет были и остаются основным источником познания социальной патологии и дела охраны здоровья населения дореволюционной России конца прошлого и начала настоящего столетия, а также являются до настоящего времени незаменимой базой для суждения о тех коренных изменениях, которые произошли в здоровье трудящихся и деле его охраны в нашей стране после победы Великой Октябрьской социалистической революции.

С. А. Новосельским были построены первые русские полные таблицы смертности и доживаемости, опубликованные в книге «Смертность и продолжительность жизни в России» и удостоенные в 1916 г. премии Академии наук (Ахматовская премия). Важнейшим санитарно-демографическим источником остается до сего дня исследование С. А. Новосельского «Обзор главнейших данных по демографии и санитарной статистике России», опубликованное в 1916 г. Эта работа заканчивается такими словами: «Совокупность приведенных цифровых данных достаточно выпукло рисует санитарное неблагополучие и неустройство России. Совершенно очевидно также, что отмеченные цифрами неблагоприятные демографические признаки не могут быть устранены одними санитарными и медицинскими мероприятиями». С. А. Новосельский отчетливо понимал социальную обусловленность медицинской помощи и здравоохранения народа в целом. Идеи революции и ее дела он воспринял без каких-либо колебаний.

Особенно широко развернулась научная и практическая деятельность С. А. Новосельского в советский период. К сожалению, по состоянию своего здоровья он не смог принять официальных предложений о переезде в Москву для работы в области санитарной и демографической статистики в Народном комиссариате здравоохранения и ГВСУ КА (1918—1919 гг.), а также для работы в органах государственной статистики (1923—1924 гг.).

Вся научная и практическая деятельность С. А. Новосельского в послереволюционный период была самым тесным образом связана со становлением и развитием санитарной статистики и демографии в Ленинграде. Им была проведена работа по фактическому созданию и упорядочению статистики естественного движения населения Ленинграда. Он непосредственно участвовал в проведении переписей населения в Ленинграде в 1918, 1920, 1923, 1926 гг. и разработке их материалов; принимал активное участие в работе Ленинградского губстатотдела и редактировал выпускаемый там «Статистический бюллетень»; подготавливал различные статистические сборники и материалы, в том числе ежегодные обзоры по

естественному движению населения Ленинграда с 1919 по 1932 г. Нет фактически ни одного проблемного вопроса санитарной и демографической характеристики населения Ленинграда, разработанного либо им самим, либо его ближайшими сотрудниками и учениками (В. Н. Биншток, В. В. Паевский, Я. С. Антонов, А. П. Яхонтов и др.), который не нашел бы освещения в этих бюллетенях и материалах.

Широко и многопланово представлены в работах С. А. Новосельского статистические исследования особенностей распространенности и смертности населения от рака и туберкулеза.

Впервые в отечественной санитарно-статистической литературе С. А. Новосельский представил методику расчета соответствующих показателей, объективно характеризовавших влияние экономических условий дореволюционного Петербурга на здоровье населения, его рождаемость, общую и детскую смертность, смертность от отдельных причин.

В 1929 г. были опубликованы впервые разработанные для населения СССР полные таблицы смертности и средней продолжительности жизни населения в 1926—1927 гг., подготовленные С. А. Новосельским совместно с В. В. Паевским. В этой работе особенно большое внимание было уделено рассмотрению методологии построения и методике расчета таблиц смертности [1].

Труды С. А. Новосельского внесли особенно значительный вклад в методологию санитарно-демографических исследований. Им глубоко разработаны вопросы применения стандартизованных коэффициентов для изучения плодовитости и смертности населения, индексы брачности, применение ряда математико-статистических методов в санитарно-демографической статистике, методы измерения детальности изучения связей экономических условий жизни населения и его здоровья, влияние войн на естественное движение населения и т. д.

Ценнейшие исследования выполнены С. А. Новосельским в области изучения санитарных последствий первой и второй мировых войн. Его работы, посвященные санитарным последствиям первой мировой войны, стали поистине классическими. Исследования, проведенные С. А. Новосельским в период второй мировой войны в блокированном Ленинграде и в первое послевоенное десятилетие, касаются широкого круга вопросов санитарной и демографической статистики детского возраста. Многие работы этого периода связаны с социально-гигиеническим изучением влияния войны и блокады на санитарно-демографическую характеристику детского населения в Ленинграде в 1941—1944 гг. В них рассматривались влияние войны и блокады на состояние здоровья грудных детей, ранняя детская смертность в зависимости от веса детей, естественное движение населения во время войны и блокады Ленинграда и др.

[1] С небольшими сокращениями эта работа опубликована в кн.: *Паевский В. В.* Вопросы демографической и медицинской статистики (Избранные произведения). М., 1970, с. 228—307.

В значительной мере перу С. А. Новосельского принадлежит вышедшая в 1947 г. в соавторстве с Л. С. Камминским справочная книга «Потери в прошлых войнах», в которой авторы обобщили и проанализировали статистические и санитарно-демографические материалы о людских потерях в войнах различных армий мира в период с 1756 по 1918 г. Это исследование является одним из основных источников в области военно-медицинской статистики.

Большой опыт педагогической работы, блестящие знания санитарной и демографической статистики, а также английского языка позволили С. А. Новосельскому взять на себя сложную и ответственную работу по переводу на русский язык и существенной переработке книги профессора Гарвардского университета Дж. Уиппля «Vital Statistics, an Introduction to the Science of Demography», вышедшей в США первым изданием в 1919 г., а вторым — в 1924 г. В предисловии к изданной в 1929 г. на русском языке книге Дж. Уиппля и С. А. Новосельского «Основы демографической и санитарной статистики» С. А. Новосельский писал: «При издании книги на русском языке пришлось, однако, считаться с тем, что книга Уиппля всецело приурочена к американским условиям и к американскому читателю... Многие существенные отделы теории статистики и демографии в книге Уиппля либо вовсе не затронуты, либо затронуты слишком бегло и кратко. Ввиду этого в русское издание книги пришлось внести значительные дополнения и изменения. Многие части написаны нами заново, многое дополнено, многое изменено и многое сокращено». От издательства в предисловии к книге сказано: «Ввиду значительной переработки проф. С. А. Новосельским русского издания книги покойного Дж. Уиппля издательство сочло более правильным выпустить настоящий труд, указав в качестве авторов его Уиппля и Новосельского».

К большому сожалению, эта книга представляет собой в настоящее время библиографическую редкость. Она состоит из четырнадцати глав, охватывающих все основные разделы теории и практики санитарной и демографической статистики: демография и статистический метод; статистическое исследование; производные статистические величины; корреляция; графические изображения; переписи населения и текущие записи демографических явлений; статистика болезненности населения в СССР[1]; население и его состав; смертность, рождаемость и брачность; специальные коэффициенты смертности; причины смерти; статистика отдельных болезней и причин смерти; повозрастная смертность; таблицы смертности. Вышедшая на русском языке книга Уиппля и Новосельского получила многочисленные положительные отзывы в нашей периодической печати (журналы «Здравоохранение», «Гигиена и эпидемиология» и др.).

---

[1] Глава книги, рассматривающая данную проблему, написана по просьбе С. А. Новосельского виднейшим советским специалистом в этой области П. И. Куркиным.

С. А. Новосельский по праву считается одним из основателей отечественной санитарной и демографической статистики, главой санитарно-демографического направления советской статистики, ученым с мировым именем. Многие исследования С. А. Новосельского переведены за рубежом.

Избранные произведения С. А. Новосельского были изданы в 1958 г. под названием «Вопросы демографической и санитарной статистики» (под ред. проф. А. М. Меркова) ограниченным тиражом и представляют сегодня уже библиографическую редкость, поэтому в настоящее издание включен ряд работ из этого сборника. Во вступительной статье к данному сборнику Л. С. Каминский, друг и ученик С. А. Новосельского, писал: «Сергей Александрович Новосельский является одним из основоположников санитарной статистики в нашей стране и крупнейшим отечественным исследователем в области демографической и санитарной статистики и социальной гигиены... Нет, кажется, ни одной области санитарно-статистической теории и практики, которых бы не коснулся в своей деятельности С. А. Новосельский... Авторитет Сергея Александровича в вопросах санитарной демографической статистики был исключительно высок при его жизни и таким же остался после его смерти...»[1].

Советские санитарные и медицинские статистики, демографы нашей страны чтут память своего выдающегося соотечественника, одного из основоположников санитарно-демографической статистики в СССР и за рубежом, заслуженного деятеля науки РСФСР, действительного члена Академии медицинских наук СССР, профессора, доктора медицинских наук Сергея Александровича Новосельского и развивают его научные традиции.

Профессор *Л. Е. Поляков*

---

[1] *Каминский Л. С.* С. А. Новосельский (1872—1953). Краткий очерк жизни и деятельности. — В кн.: *Новосельский С. А.* Вопросы демографической и санитарной статистики (Избранные произведения). М., 1958, с. 7, 9, 17.

МЕТОДЫ ДЕМОГРАФИЧЕСКОЙ И САНИТАРНОЙ СТАТИСТИКИ

К МЕТОДОЛОГИИ ИЗМЕРЕНИЯ ЛЕТАЛЬНОСТИ[1]

Под летальностью понимается отношение числа умерших от какой-либо болезни к числу больных ею или (в терминах теории вероятностей) летальность представляет вероятность для больных данной болезнью умереть от нее. Врачи-клиницисты нередко смешивают летальность с демографическим понятием «смертность» от какой-либо болезни, представляющим отношение числа умерших от какой-либо болезни к числу населения. В терминах теории вероятностей смертность представляет вероятность для населения какой-либо местности умереть от данной болезни; смертность с точки зрения теории вероятностей является сложным событием, состоящим из двух простых событий — заболеваемости и летальности, а вероятность сложного события равна произведению вероятностей простых событий, т. е. в данном случае смертность равна произведению заболеваемости на летальность. Если обозначить число умерших от какой-либо болезни через d, число заболевших этой болезнью через m и число населения через p, то летальность равна $\frac{d}{m}$, смертность — $\frac{d}{m} \cdot \frac{m}{p} = \frac{d}{p}$.

Для измерения летальности необходимо относить число умерших к числу всех больных, бывших под наблюдением. Если под наблюдение поступило то или иное число больных и все эти больные прослежены до выздоровления или смерти, то для измерения летальности можно относить число умерших безразлично или к числу поступивших под наблюдение, или к числу выбывших, так как в данном случае число поступивших равно числу выбывших. На практике, однако, летальность обычно приходится определять по больничным данным, всегда связанным с тем или иным отрезком времени, обычно с календарным годом. При этом больничные числовые данные обыкновенно группируются по рубрикам чисел больных, оставшихся от прошлого года, поступивших в отчетном году, выписанных, умерших и остающихся на следующий год.

Широко практикуемым приемом измерения летальности по больничным материалам является отнесение числа умерших к числу выбывших, т. е. к сумме чисел выписанных и умерших. Прием

[1] Впервые статья опубликована в журнале «Гигиена и санитария» (1936, № 12). Печатается с сокращениями. — *Прим. ред.*

этот, однако, не может считаться вполне логичным и достаточно точным. Летальность по самому существу дела представляет собой типичную относительную величину интенсивности, т. е. относительное число, характеризующее частоту явления в генетически связанной с явлением среде, причем изучаемое явление всегда носит динамический характер превращения, перехода одного состояния в другое. При измерении летальности измеряется, как часто больные умирают, при измерении заболеваемости — как часто здоровые заболевают, при измерении смертности — как часто здоровые заболевают и умирают и т. д. Между тем при отнесении в целях измерения летальности числа умерших в больницах к числу выбывших, т. е. к сумме выписанных и умерших, определяется не интенсивность явления, но получается показатель, характеризующий экстенсивность явления, его распределение на составные части и в данном случае определяющий удельный вес умерших в составе выбывших. Число выбывших из больниц за определенный отрезок времени не соответствует вместе с тем числу больных, бывших под наблюдением и давших данное число умерших.

Если для определения полного числа больных, бывших под наблюдением и прослеженных для того или иного конца, исходить из числа поступивших в данном году и числа оставшихся от прошлого года, то очевидно, что сумма этих чисел также не может считаться соответствующей числу больных, бывших под наблюдением, прослеженных до конца и давших то число умерших, которое наблюдалось в данном году. С одной стороны, из числа поступивших в больницы в данном году известное количество остается на следующий год и это количество дает известное число умерших в следующем году, а с другой стороны, из числа больных, поступивших в больницу в предыдущем году, часть осталась в больнице к началу данного года, а известное количество уже умерло в предыдущем году. Поэтому больные, поступившие в предыдущем году и оставшиеся на начало данного календарного года, а также те из поступивших в данном календарном году, которые остались на следующий год, не могут при измерении летальности по больничным материалам данного календарного года быть подсчитаны полностью. Если исходить из обычной при демографических построениях предпосылки о равномерных во времени поступлении и выписке больных из больниц, то можно принять, что из числа поступивших в предыдущем году и из числа остающихся на следующий год к числу умерших в данном календарном году имеет отношение примерно половина тех и других.

Если обозначить через l летальность, d — число умерших, B — число поступивших, C — число выбывших, т. е. выписанных и умерших, A — число оставшихся от предыдущего года, состоящих к началу года, и через D — число остающихся к концу года, переходящих на следующий год, то имеем при обычном определении летальности:

$$l = \frac{d}{C} \cdot$$

Воронцовского района

При указанных выше предпосылках

$$l = \frac{d}{B + \frac{A}{2} - \frac{D}{2}} = \frac{2d}{2B + A - D} = \frac{2d}{B + B + A - D},$$

но $B + A - D = C$, т. е. сумма чисел, оставшихся к началу года и поступивших за вычетом оставшихся к концу года, равна числу выбывших в течение года. Следовательно,

$$l = \frac{2d}{B + C} = \frac{d}{\frac{1}{2}(B + C)}.$$

Таким образом, для измерения летальности по больничным данным следует относить число умерших не к числу выбывших, но к среднему арифметическому чисел поступивших и выбывших.

На практике число поступивших в больницы в календарном году обычно мало отличается от числа выбывших в этот же срок. Поэтому результаты измерения летальности по обычному способу путем отнесения числа умерших к числу выбывших и по предлагаемому логически и теоретически более правильному способу путем отнесения числа умерших к среднему из чисел поступивших и выбывших на практике в большинстве случаев различаются не очень значительно, хотя, конечно, в некоторых случаях для отдельных болезней расхождения могут быть и бо́льшими.

Следует заметить, что и предлагаемый, и обычный приемы измерения летальности пригодны только в случаях достаточно быстрой сменяемости больных в больницах, как это, впрочем, обычно и наблюдается в соматических больницах. При очень медленной сменяемости, как это бывает в приютах для хронических больных и в психиатрических больницах, правильнее измерять летальность на иных основаниях. Критерием для оценки быстроты сменяемости больных в данном случае может служить соотношение в течение годового промежутка времени между суммой поступивших и выбывших и суммой оставшихся к началу года и остававшихся к концу года. Обычно первая сумма, которую можно назвать больничной динамикой, более или менее значительно превышает вторую сумму, которую можно назвать больничной статикой, причем превышение это тем больше, чем больше сменяемость. Во всех случаях летальность можно измерять указанными выше способами. В случаях же, когда больничная статика превышает динамику, следует применять способ измерения летальности, основанный на определении количества лиц, пробывших под наблюдением весь срок, т. е. в данном случае весь календарный год. Так, например, движение больных вторичным слабоумием в психиатрических больницах Европейской России в 1914 г.[1] было следующее:

Осталось к началу 1914 г. . .	4 982
Поступило в 1914 г.	1 435
Выписано в течение 1914 г. .	1 037
Умерло в течение 1914 г. . .	653
Осталось на 1/I 1915 г. . .	4 727

[1] Отчет о состоянии народного здоровья и организации врачебной помощи в России за 1914 г

Статика (4982+4727=9709) в данном случае значительно превышает динамику (1435+1037+653=3125). При измерении летальности обычным способом по отношению к числу выбывших летальность составляет: $\frac{653}{1690} \cdot 100 = 39\%$ и при измерении по отношению к среднему арифметическому чисел поступивших и выбывших — $\frac{653}{1562} \cdot 10 = 41\%$.

Обе эти величины явно не соответствуют действительности и крайне преувеличивают действительную летальность, так как в связи с медленной сменяемостью больных число бывших под наблюдением в течение года, т. е. знаменатель дроби, значительно больше, чем число выбывших, или среднее из чисел поступивших и выбывших. Для измерения летальности в таких случаях целесообразно пользоваться применяемой в страховой статистике формулой, позволяющей определить относительное число умерших среди лиц, как бы пробывших под наблюдением полный срок, т. е. в данном случае полный календарный год. При этом исходят из предпосылки равномерного распределения прибытия и выбытия во времени и принимают, что в среднем как прибывающие, так и выбывающие бывают под наблюдением половину срока. Число пробывших весь срок составит в таком случае половину суммы чисел поступивших и выбывших; к этому числу нужно прибавить еще число состоящих к началу срока за вычетом выбывших; лица эти, очевидно, пробыли под наблюдением весь срок полностью. Предположим, что к началу срока, т. е. календарного года, в больницах состоит A лиц, в течение года поступило B лиц, затем из образовавшейся группы $A+B$ в течение года выписалось C лиц. Умерло из всей совокупности d лиц. Группы A и C находились под наблюдением не целый год, а разные сроки; исходят из обычной предпосылки, что поступления и выбытия происходили в течение года равномерно, что равносильно тому, как если бы каждый поступивший и выбывший находился под наблюдением в среднем по 6 месяцев. Группа $A - C$ находилась под наблюдением, очевидно, целый год. Тогда

$$l = \frac{d}{A - C + \frac{B+C}{2}} = \frac{2d}{2A - 2C + B + C} = \frac{2d}{2A + B - C} = \frac{d}{A + \frac{B-C}{2}}.$$

Таким образом, для измерения летальности в случаях крайне медленной сменяемости больных число умерших следует относить к сумме числа больных, состоявших к началу года, и полуразности чисел поступивших и выбывших больных. В приведенном примере с больными вторичным слабоумием летальность составит:

$$\frac{653}{4982 + \frac{1435 - 1037}{2}} \cdot 100 = \frac{653}{5181} \cdot 100 = 13\%.$$

Приведенные выше построения для определения числа лиц, бывших под наблюдением в данном календарном году, вполне пригодны и для более точного вычисления среднего числа больничных дней, приходящихся на одного больного в больницах. Число проведенных дней следует для этой цели делить не на число выбывших, а на среднее арифметическое чисел поступивших и выбывших. В случаях очень длительного пребывания больных в больницах (психиатрические и т. п.) можно, исходя из предпосылки равномерного во времени прибытия и выбытия больных, определить среднюю длительность пребывания, пользуясь данными одного календарного года, хотя бы больные лежали в больнице и более года. Для этого следует больничную статику, т. е. сумму оставшихся к началу года и оставшихся к концу года, разделить на динамику, т. е. сумму поступивших и выбывших, и полученное частное умножить на 365, т. е. число дней в году. В приведенном выше примере с больными вторичным слабоумием статика равна 9709, динамика — 3125 и средняя продолжительность пребывания больных вторичным слабоумием в больнице в данном случае составляла:

$$\frac{9709}{3125} \cdot 365 = 1134 \text{ дней, или } 3{,}1 \text{ года}^1.$$

О СВЯЗИ СТАНДАРТИЗОВАННЫХ И ТАБЛИЧНЫХ КОЭФФИЦИЕНТОВ СМЕРТНОСТИ[2]

Обычным единым числовым выражением для характеристики высоты смертности является общий суммарный коэффициент смертности, представляющий отношение общего числа умерших за данную единицу времени к среднему населению, давшему данное количество умерших. Величина этого коэффициента находится под перекрещивающимися влияниями различных внешних условий жизни данного населения и факторов биологического порядка. Из последних наиболее постоянным и определенным по влиянию, оказываемому на смертность, фактором является возраст. Смертность в раннем детском и в старческом возрастах во много десятков раз выше, чем в жизнестойких юношеских и молодых рабочих возрастах.

Основной целью измерения смертности является изучение влияния на жизненность населения совокупности внешних условий, в которых живет данное население. Между тем, если в одной из групп населения, смертность которой мы измеряем путем определения общего коэффициента смертности, численно преобладают

[1] Метод измерения летальности, предложенный С. А. Новосельским в 1936 г., был развит и дополнен Г. А. Баткисом в работе «Определение летальности в больницах и госпиталях» (М., 1947). В 1964 г. эта работа была опубликована в кн.: *Баткис Г. А.* Вопросы санитарной и демографической статистики. М., 1964, с. 57—129. — *Прим. ред.*

[2] Написано в 1945 г. Опубликовано в кн.: *Новосельский С. А.* Вопросы демографической и санитарной статистики (Избранные произведения). М., 1958, с. 25—41. — *Прим. ред.*

физиологически менее жизнестойкие возрастные группы детей и стариков, а в другой преобладают лица юношеского и рабочего возрастов, общий коэффициент смертности первой группы при равных и даже лучших, чем во второй группе, санитарных условиях жизни может оказаться более высоким. Тем самым он может ввести в заблуждение относительно сравнительной высоты смертности в зависимости от внешних условий. Если для сравниваемых групп населения наряду с общим коэффициентом определять и повозрастные коэффициенты смертности, то общий коэффициент при резких различиях возрастного состава сравниваемых групп может оказаться в одной группе выше общего коэффициента для другой группы. Тем не менее смертность во всех отдельных возрастах может в первом случае быть ниже, чем во втором. В качестве примера такого парадоксального на первый взгляд явления приводим данные о смертности городского и сельского населения б. Владимирской губернии за примыкающие к первой всероссийской переписи населения годы (1895—1898):

Таблица 1

Возраст, лет	Городское население			Сельское население		
	по переписи	среднее число умерших в 1895—1898 гг.	число умерших на 1000 населения	по переписи	среднее число умерших в 1895—1898 гг.	число умерших на 1000 населения
0—9	34 531	4 099	118,7	365 893	38 213	104,4
10—19	38 712	198	5,1	255 776	1 266	4,9
20—39	70 690	823	11,6	345 546	3 138	9,1
40—59	33 040	831	25,2	237 904	3 964	16,7
60 и старше	13 567	1 168	86,1	119 384	8 083	67,7
Итого	100 540	7 119	37,3	1 324 503	54 664	41,3

Общие коэффициенты смертности представляют взвешенные средние из повозрастных коэффициентов, причем весами является численность населения отдельных возрастных групп; взвешенные же средние могут различаться не только по существу в связи с различной величиной измеряемых явлений, но и в связи с различием весов, т. е. в данном случае в связи с относительно различным количеством населения в отдельных возрастах в сравниваемых группах. В частности, в приведенном выше примере лица, находящиеся в возрасте 10—39 лет со свойственной этому возрасту наиболее низкой смертностью, составляют в городском населении 57%, а в сельском — 45%; наоборот, возрастные группы 0—9 лет и старше 60 лет с высокой смертностью составляют в городском населении 18 и 7%, а в сельском — 28 и 9%.

В целях устранения влияния, оказываемого различиями возрастного состава сравниваемых групп населения на сравнительную величину коэффициентов смертности, применяют так называемые стандартизованные коэффициенты, представляющие взвешенные средние из повозрастных коэффициентов смертности, приведенные к одинаковому весу, т. е. возрастному составу, путем

замены фактической численности населения в отдельных возрастах в сравниваемых группах населения численностью отдельных возрастов в каком-либо одном населении, принятом на стандарт. Технически при обычном, так называемом прямом, способе стандартизации это наиболее просто осуществляется путем перемножения повозрастных коэффициентов смертности на относительные величины возрастного состава стандарта и суммированием полученных произведений. Полученные суммы представляют стандартизованные коэффициенты смертности, показывающие, как велика была бы общая смертность сравниваемых групп населения при условии их одинакового возрастного состава и при свойственных каждой из этих групп величинах повозрастной смертности. Так, если в приведенном выше примере со смертностью городского и сельского населения б. Владимирской губернии при исчислении стандартизованных коэффициентов принять за стандарт возрастной состав всей губернии, то получаются следующие отношения.

Таблица 2

Возрастной состав населения б. Владимирской губернии в 1895—1898 гг.

Возраст, лет	Численность населения	Процент
0—9	400 424	26,43
10—19	294 488	19,44
20—39	416 236	27,47
40—59	270 944	17,88
60 и старше	132 951	8,78
Итого	1 515 043	100,00

Стандартизованные коэффициенты смертности в 1895—1898 гг. составляли:

для городского населения

$$\frac{(118{,}7\cdot 26{,}43) + (5{,}1\cdot 19{,}44) + (11{,}6\cdot 27{,}47) + (25{,}2\cdot 17{,}88) + (86{,}1\cdot 8{,}78)}{100{,}0} =$$

$$= 47{,}6;$$

для сельского населения

$$\frac{(104{,}4\cdot 26{,}43) + (4{,}9\cdot 19{,}44) + (9{,}1\cdot 27{,}47) + (16{,}7\cdot 17{,}88) + (67{,}7\cdot 8{,}78)}{100{,}0} =$$

$$= 40{,}0.$$

Таким образом, при условии одинакового возрастного состава общая смертность городского населения б. Владимирской губернии была выше смертности сельского населения, что вполне понятно ввиду более высокой смертности городского населения во всех возрастных группах.

Недостаток стандартизованных коэффициентов состоит в том, что они не представляют постоянную определенную органическую меру, но являются изменчивыми, завися помимо величин повозрастной смертности от размеров избранного стандарта возрастного состава; величина и соотношения величин стандартизованных коэффициентов изменяются при различных стандартах, что приводит к возможной множественности систем измерения. Не без влияния на величины стандартизованных коэффициентов остается и принятая при построениях бóльшая или меньшая детальность возрастной группировки. Стандартизованные коэффициенты являются величинами условными, не характеризуют реальную величину явления и применяются исключительно для сравнительных целей.

Недостатком стандартизованных коэффициентов смертности является и то, что они элиминируют все возрастные различия сравниваемых масс населения, происходящие не только от миграционных процессов и от различной высоты рождаемости, но и от различий самой смертности, и не учитывают, таким образом, зависимость возрастного состава от смертности населения.

Наиболее совершенным приемом измерения смертности является построение таблиц смертности, представляющих исчерпывающую и наглядную картину свойственных данному населению особенностей смертности и среди многочисленных различных биометрических элементов (чисел доживающих до каждого однолетнего возраста, однолетних вероятностей смерти и дожития и т. д.), дающих и единые выражения для общей характеристики смертности в виде величин средней продолжительности жизни при рождении и коэффициента смертности стационарного населения. В настоящем изложении коэффициент этот именуется сокращенно «табличным» коэффициентом.

Возрастная группировка стационарного (неподвижного) населения соответствует группировке, которая получилась бы при условиях: 1) числа ежегодно рождающихся одинаковы; 2) порядок вымирания не изменен, т. е. процент доживающих до каждого следующего возраста из числа родившихся одинаков и определяется повозрастными вероятностями смерти того населения и того отрезка времени, для которых составлены таблицы смертности; 3) среди данного населения отсутствуют эмиграция и иммиграция. При этих условиях общая численность такого населения и численность населения каждого возраста будут неизменными, а возрастной состав стационарного населения определяется исключительно смертностью.

Средний возраст умерших в стационарном населении соответствует средней продолжительности жизни, а общее количество стационарного населения равняется произведению ежегодного числа рождений или смертей (в стационарном населении эти числа одинаковы) на среднюю продолжительность жизни при рождении. Из этого следует, что табличный коэффициент смертности (и рождаемости) равняется обратной величине средней продол-

жительности жизни и соответственно средняя продолжительность жизни для стационарного населения равняется обратной величине табличного коэффициента смертности (или рождаемости). Принимая обычные обозначения биометрических элементов таблицы смертности, в частности l_x — для чисел доживающих до возраста x и l_0 — для чисел родившихся, T_0 — для общей численности стационарного населения и T_x — для стационарного населения в возрасте x и выше, L_x — для времени, прожитого в возрастных пределах от x до $x+1$ лет, или средней численности стационарного населения в этих возрастных пределах, e_x^0 — для средней продолжительности предстоящей жизни в возрасте x и e_0^0 — для средней продолжительности жизни при рождении, имеем:

$$L_x = \frac{1}{2}(l_x + l_{x+1});$$

$$e_x^0 = \frac{1}{2} + \frac{(l_x + l_{x+1} + l_{x+2} + \ldots + l_{x+n} + \ldots + l_n)}{l_x};$$

$$T_x = \sum^v L_x = \sum^v \frac{1}{2}(l_x + l_{x+1}) = \frac{1}{2} l_x + \sum^v l_x = l_x e_x^0.$$

Общая численность стационарного населения составляет:

$$T_0 = l_0 e_0^0,$$

и табличный коэффициент смертности равняется:

$$\frac{l_0}{T} = \frac{l_0}{l_0 e_0^0} = \frac{1}{e_0^0}.$$

Равным образом табличный коэффициент в возрасте x и выше составляет:

$$\frac{l_x}{T_x} = \frac{l_x}{l_x e_x^0} = \frac{1}{e_x^0}.$$

Табличный коэффициент составляет не связанное ни с какими условностями выбора стандарта единое выражение для числовой характеристики смертности, элиминирующее вместе с тем различия возрастного состава сравниваемых масс населения, поскольку эти различия не обусловлены самой смертностью. Табличные коэффициенты не находят, однако, широкого применения в практике, так как получение их связано с построением таблиц смертности, являющимся сложной работой, требующей относительно много труда и времени. Сложность и трудоемкость построения таблиц смертности относится, впрочем, исключительно к полным таблицам смертности, т. е. таблицам, дающим значения биометрических функций для всех однолетних возрастов. Между тем получение достаточно точного табличного коэффициента смертности возможно и из кратких таблиц смертности, т. е. таблиц, дающих приближенные значения табличных биометрических эле-

ментов лишь для некоторых возрастов, обычно для возрастов, оканчивающихся на 5 и 0. Из довольно многочисленных методов построения кратких таблиц смертности (Фарра, Кинга, Сно, Броунли, В. В. Паевского) особенного внимания заслуживает способ нашего безвременно умершего демографа В. В. Паевского — способ, дающий достаточно точные результаты и вместе с тем требующий гораздо меньше времени, чем другие методы[1]. При способе В. В. Паевского время, необходимое для получения табличного коэффициента смертности, составляет 30—40 мин, а при пользовании таблицами натуральных логарифмов — даже 10—15 мин.

За последнее время было обращено внимание на тесную связь, существующую между табличными и стандартизованными коэффициентами смертности, и сделана попытка использования этой связи для построения табличных коэффициентов. Отмеченная связь не является функциональной, т. е. не такой, при которой определенная величина А связывается, безусловно, с определенной величиной Б, но представляет связь корреляционную, т. е. такую, при которой величина А соединяется с разными значениями Б, причем, однако, с одними значениями она связывается предпочтительнее, чем с другими.

Что связь между стандартизованными и табличными коэффициентами не может быть функциональной, видно уже из того, что при сопоставлении ряда стандартизованных коэффициентов с соответствующими табличными в основу стандартизованных коэффициентов кладется один и тот же стандарт или, иначе говоря, взвешенные средние исчисляются при одинаковых весах, между тем как табличные коэффициенты, которые представляют такие же взвешенные средние, основываются на различных весах, так как возрастное распределение стационарного населения различно и обусловлено данным порядком вымирания. Очевидно, что корреляционная связь между стандартизованными и табличными коэффициентами тем выше, чем возрастное распределение стандарта, принятого для построения стандартизованных коэффициентов, ближе соответствует возрастному распределению стационарного населения во взятых для построения уравнений связи таблицах смертности.

Английский демограф Броунли[2], первый, отметивший тесную корреляционную связь между стандартизованными и табличными коэффициентами, пользуясь 10 исключительно английскими таблицами смертности, построил ряд линейных уравнений, связывающих стандартизованные коэффициенты с соответствующими таб-

[1] Интересующихся различными способами построения кратких таблиц смертности и, в частности, способом В. В. Паевского отсылаем к его работе «О построении коэффициентов смертности неподвижного населения» («Бюллетень Ленинградского облстатотдела», 1928, № 20, с. 31—54). См. также: *Паевский В. В.* Вопросы демографической и медицинской статистики. — *Прим. ред.*

[2] *Brownlee J.* The use of death-rate as a measure of hygiene conditions. London, 1922.

личными для всего населения и для населения в возрасте 5, 10, 15 лет и старше. На основании этих уравнений он находит возможным получить табличные коэффициенты и величины средней продолжительности жизни, т. е. их обратные величины, для ряда возрастов из соответствующих стандартизованных коэффициентов. Испытав для построения стандартизованных коэффициентов различные стандарты, Броунли нашел, что наилучшие результаты в данном случае дает стандарт, состоящий просто из ряда убывающих натуральных чисел, начиная с 16 для возраста 0—5 лет. Получаемые на основании уравнений Броунли табличные коэффициенты дают для использованных им английских таблиц смертности очень близкое совпадение с непосредственными табличными коэффициентами самих таблиц.

На происходившей в 1929 г. в Варшаве 18-й сессии Международного статистического института польский демограф С. Шульц представил доклад о стандартизации коэффициентов. В своей работе он подробно рассматривает различные вопросы, связанные со стандартизацией в отношении методологии построения, выбора стандарта и т. д., причем главное внимание уделяет вопросу о связи стандартизованных и табличных коэффициентов.

Исходя из исследований Броунли, основанных на небольшом количестве английских таблиц смертности, автор счел необходимым пополнить его исследования, основываясь на большом ряде разнообразных таблиц смертности. Для этой цели им использованы две группы таблиц: в первую группу вошли 75 полных таблиц для различных стран и городов за разные периоды времени, во вторую — 45 кратких таблиц для отдельных городов и штатов США за период 1919—1920 гг. Построив для каждой взятой территории отдельно для каждого пола стандартизованные коэффициенты смертности, автор сопоставляет их с табличными по таблицам смертности, вычисляет коэффициент корреляции между рядами и строит уравнение регрессии для табличных коэффициентов относительно стандартизованных. Табличные коэффициенты, взятые из таблиц смертности, сопоставляются затем с табличными коэффициентами, исчисленными по уравнению регрессии, и определяются отклонения исчисленных табличных коэффициентов от действительных. Исчисления по уравнению производятся автором только для тех территорий, таблицы смертности которых послужили для построения коэффициента корреляции и уравнения регрессии.

Подробные сопоставления исчисленных и действительных коэффициентов приводятся только для указанной выше первой группы таблиц. Для второй группы автор ограничивается сопоставлением стандартизованных и действительных табличных коэффициентов и построением коэффициента корреляции и уравнения регрессии и некоторыми примерами. При построении стандартизованных коэффициентов после испытания разных стандартов автор останавливается на стандарте Броунли, т. е. простом ряде убывающих натуральных чисел, дающем, по его мнению, наилучшие резуль-

таты. При стандартизации возрастные группы брались: для первой группы таблиц — 5-летние до возраста 25 лет и 10-летние от 25 до 85 лет и для второй группы — 5-летние до 30 лет и 10-летние от 30 до 80 лет. Возрасты выше 85 resp. 80 лет не принимались во внимание ввиду крайней неточности и малости чисел в этих возрастах. Это обстоятельство не имеет существенного значения, так как стандартизованные коэффициенты, построенные с включением и исключением этих возрастов, различаются незначительно. Следует отметить, что автор, не располагая непосредственными сырыми данными о населении и умерших в первой группе стран и городов, исчислял повозрастные коэффициенты смертности для стандартизации не обычным путем, применяемым на практике, а пользуясь числами умерших и числами стационарного населения самих таблиц смертности (суммами величин d_x и L_x). Получаемые этим путем повозрастные коэффициенты смертности более или менее значительно отличаются от коэффициентов, получаемых по непосредственным данным, что не могло не отразиться на величине и соотношениях стандартизованных коэффициентов и на дальнейших построениях и выводах автора. Во второй группе территорий стандартизованные коэффициенты были построены на основании повозрастных коэффициентов, исчисленных обычным путем по непосредственным материалам, которые полностью напечатаны в издании американских таблиц смертности.

Степень корреляции между табличными и стандартизованными коэффициентами получилась у автора очень высокая: при стандартизации по стандарту Броунли коэффициент корреляции составил в первой группе для мужского пола 0,9916 и для женского пола — 0,9954, а во второй группе для мужского пола — 0,9961 и для женского пола — 0,9987. Автор особенно подчеркивает эту высокую степень корреляции, хотя сама по себе высокая корреляция, т. е. параллелизм рядов, еще не говорит о практической приложимости метода получения близких к действительности табличных коэффициентов из стандартизованных, основанного на высокой корреляции. Корреляция высока вообще для всех показателей смертности. Так, например, исчисленный автором для второй группы территорий коэффициент корреляции между табличным и общим коэффициентом смертности очень высок, составляя 0,9566 для мужского и 0,9645 для женского пола. Для оценки практического значения нового метода получения табличных коэффициентов существенно, насколько исчисленные табличные коэффициенты получаются в отдельных случаях близкими к действительным и насколько полученные на основании стандартизованных коэффициентов таблиц смертности для ряда территорий уравнения дают удовлетворительные результаты применительно к другим территориям, не входящим в группу, для которой определены эти уравнения. Очевидно, что, если для получения табличного коэффициента приходилось бы каждый раз строить новую систему уравнений, этот способ был бы лишен всякого практиче-

ского значения. Из приведенных автором сопоставлений, касающихся, как было указано выше, только первой группы и относящихся только к территориям, использованным для построения уравнений, видно, что для большинства территорий с высокой смертностью получаются, безусловно, неудовлетворительные результаты. Однако и для территорий со средней и низкой смертностью нередко встречаются отклонения в 0,5 и выше, т. е. довольно значительные. Вместе с тем, принимая во внимание важность вопроса в отношении возможности получения новых методов демографических исчислений, а также то, что построения Шульца основаны частично (в первой группе) на стандартизованных коэффициентах, исчисленных не по непосредственным материалам, а по таблицам смертности, частично же (во второй группе) основаны на табличных коэффициентах, полученных не из полных, а из кратких таблиц, обычно несколько отличающихся от коэффициентов полных таблиц, представлялось желательным произвести новые построения в этом направлении. Целесообразно было при новых построениях пользоваться только полными таблицами смертности и стандартизованными коэффициентами, исчисленными по непосредственным данным, причем особенно существенным являлось использование русских материалов, которые в отношении возрастных данных, как известно, отличаются гораздо большими аккумуляциями на круглых цифрах, чем данные других стран, ввиду чего при построении русских таблиц смертности приходится прибегать к разнообразным способам выравнивания и интерполирования. Проверка построений на этих данных представляла особый интерес.

С этой целью нами были использованы полные таблицы смертности для городского и сельского населения отдельных районов СССР за 1926—1927 гг.[1], таблицы для Европейской России за 1896—1897 гг.[2], таблицы Петербурга-Петрограда за 1910—1911, 1918, 1919, 1920 гг.[3], таблицы Австрии, данные которой также отличаются значительными возрастными аккумуляциями, за 1901—1905 гг. и 1906—1910 гг. и английская таблица смертности 1920—1922 гг.— всего 52 таблицы.

Табличные коэффициенты исчислены по полным таблицам смертности, а стандартизованные коэффициенты вычислены по непосредственным материалам. Возрастная группировка при стандартизации взята такая же, как у Шульца в первой группе его построений, т. е. пятилетние группы до возраста 25 лет и 10-летние в возрасте 25—85 лет; в качестве стандарта принят приводимый ниже стандарт Броунли.

---

[1] См.: *Новосельский С. А., Паевский В. В.* Смертность и продолжительность жизни населения СССР. М., 1930.

[2] См.: *Новосельский С. А.* Смертность и продолжительность жизни в России. Пг., 1916.

[3] См.: *Новосельский С. А., Паевский В. В.* Таблицы смертности населения Ленинграда. Материалы по статистике. Вып. 6. Л., 1925.

Возраст, лет	абс. число	%
0—4	16	118
5—9	15	110
10—14	14	103
15—19	13	96
20—24	12	88
25—34	21	154
35—44	17	125
45—54	13	96
55—64	9	66
65—74	5	37
75—84	1	7
Всего	136	1 000

При сопоставлении повозрастных табличных и стандартизованных коэффициентов, между прочим, усматривается характерная особенность табличных коэффициентов сравнительно со стандартизованными: более медленное возрастание табличных коэффициентов, чем стандартизованных, с увеличением смертности. Так, для мужского пола разность между максимальным и минимальным табличным коэффициентом составляет: 49,88 — 17,98 = =31,90 и разность между стандартизованными коэффициентами: 67,25 — 12,36 = 54,89; для женского пола разность между табличными коэффициентами: 38,67 — 16,78 = 21,89 и между стандартизованными: 45,73 — 9,97 = 35,76. Если отбросить таблицы, где различия между табличными и стандартизованными коэффициентами особенно значительны, то разности для максимальных и минимальных значений табличных и стандартизованных коэффициентов составляют:

	Мужской пол	Женский пол
Табличные коэффициенты	34,12 — 17,95 = 16,47	31,59 — 16,78 = 14,81
Стандартизованные коэффициенты . .	33,00 — 12,36 = 20,64	29,68 — 9,97 = 19,71

Это более медленное увеличение табличных коэффициентов зависит, очевидно, от того, что они представляют взвешенные средние с меняющимися весами в зависимости от самой высоты смертности. В связи с более быстрым порядком вымирания при более высокой смертности возрастающие с возрастом повозрастные коэффициенты смертности входят в среднюю по мере увеличения смертности населения все с меньшим весом. У стандартизованных же коэффициентов веса остаются одинаковыми и при высокой, и при низкой смертности населения.

Средние, средние квадратические отклонения табличных и стандартизованных коэффициентов, коэффициенты корреляции между табличными и стандартизованными коэффициентами и коэффициенты и уравнения регрессии для табличных коэффициентов по стандартизованным составляют:

	Мужской пол	Женский пол
M_x	26,66	23,36
M_y	24,52	19,13
σ_x	5,9323	4,5563
σ_y	9,6275	6,9900
r_{xy}	0,9814	0,9808
b	0,6047	0,6393
x	$0{,}6047y + 11{,}8358$	$0{,}6393y + 11{,}1339$

Без двух таблиц с крайне высокой смертностью статистические величины составляют:

	Мужской пол	Женский пол
M_x	25,75	22,76
M_y	22,90	18,07
σ_x	3,9089	3,5200
σ_y	5,2340	4,6519
r_{xy}	0,9751	0,9797
b	0,7282	0,7413
x	$0{,}7282y + 9{,}0870$	$0{,}7413y + 9{,}3659$

Из сопоставления табличных коэффициентов по таблицам смертности с табличными коэффициентами, исчисленными по полученным нами уравнениям регрессии S_1 и S_2 и по уравнениям Шульца, составляющим для первой группы его таблиц для мужского пола $x=0{,}6848y+9{,}73$ и для женского пола $x=0{,}6885y+9{,}86$ и для второй группы для мужского пола $0{,}5436y+11{,}57$ и для женского пола $0{,}5513y+11{,}49$, видно, что уравнения Шульца, построенные для второй группы его таблиц (кратких американских), как это было ясно apriori, не могли дать достаточно удовлетворительного совпадения исчисленных табличных коэффициентов с действительными ввиду разной возрастной группировки, принятой нами при построении стандартизованных коэффициентов (10-летние группы в возрасте 25—85 лет) и принятой им (10-летние группы в возрасте 30—80 лет). При этих условиях, очевидно, все исчисленные по этому уравнению табличные коэффициенты должны быть ниже действительных. Для полноты мы сочли нелишним включить и эти вычисления.

Таблица 3

Квадратный корень из суммы квадратов отклонений $\sqrt{\frac{\Sigma d^2}{n}}$ составляет

	По нашим данным		По данным Шульца	
	мужской пол	женский пол	мужской пол	женский пол
$\sqrt{\frac{\Sigma d^2}{52}}$	1,1368 1,6582	0,8903 1,1552	1,3827 2,1807	1,0109 1,7127
$\sqrt{\frac{\Sigma d^2}{50}}$	1,0827 0,8642	0,8294 0,6695	0,9121 2,1740	0,8475 1,7110

Построения по этому уравнению дают наихудшие результаты. Однако и результаты, получаемые при использовании других уравнений, не могут быть признаны удовлетворительными, осо-

бенно при высокой смертности. В общем наши уравнения дают несколько лучшие совпадения, чем уравнение Шульца для первой группы его таблиц.

В целях испытания результатов, получаемых из наших уравнений для таблиц, не вошедших в число таблиц, служивших для построения коэффициентов корреляции и уравнений регрессии, была построена по краткому способу В. В. Паевского таблица смертности для мужского населения Ленинграда по данным 1933 г. и исчисленные табличные коэффициенты сопоставлены с действительными. Результаты получились следующие:

Таблица 4

Ленинград

	Краткие таблицы смертности. Коэффициент смертности стационарного населения	Стандартизованный коэффициент смертности	T						
			S_1	S_2	S_3	S_4			
Мужской пол	27,02	27,12	28,22	28,84	28,30	26,31	1,20	1,82	1,28, 0,71

Таким образом, результаты получились малоудовлетворительные. Малая удовлетворительность результатов, получаемых путем построения уравнений связи табличных и стандартизованных коэффициентов в целях получения табличных коэффициентов, рельефно выступает при сопоставлении этих результатов с данными полных таблиц смертности и данными кратких таблиц, построенных по способу В. В. Паевского.

Таблица 5

	Годы	Полные таблицы смертности	Краткие таблицы смертности	T			
				S_1	S_2	S_3	S_4
Мужской пол							
Европейская Россия	1896—1897	31,93	31,9	29,75	30,66	30,0	27,67
Петроград	1920	48,71	48,1	50,02	55,07	52,98	45,90
Петроград	1923	24,38	24,4	26,43	26,67	26,26	24,69
Англия и Уэльс	1910—1912	19,42	19,4	20,55	19,59	19,60	19,41
Женский пол							
Европейская Россия	1896—1897	29,93	30,0	28,62	29,65	28,70	26,57
Петроград	1920	38,01	37,3	40,22	43,09	41,18	36,57
Петроград	1923	20,64	20,6	22,17	22,16	21,74	21,01
Англия и Уэльс	1910—1911	18,07	18,1	18,74	18,19	18,05	18,05

Резюмируя изложенное, следует признать, что связь между стандартизованными и табличными коэффициентами является крайне изменчивой и не может практически служить для получения достаточно точных табличных коэффициентов из стандарти-

Таблица 6

	Годы	Полные таблицы смертности	Краткие таблицы смертности	$_{n}q_{0}$			
				S_1	S_2	S_3	S_4
Мужской пол							
Европейская Россия	1896—1897	31,22	31,3	33,62	32,62	33,33	36,14
Петроград	1920	20,53	20,8	19,99	18,16	18,88	21,79
Петроград	1923	41,02	40,9	37,84	37,49	38,08	40,50
Англия и Уэльс	1910—1912	51,50	51,6	48,66	51,05	51,02	51,52
Женский пол							
Европейская Россия	1896—1897	33,41	33,3	34,94	33,73	34,84	37,64
Петроград	1920	26,31	26,8	24,86	23,21	24,28	27,34
Петроград	1923	48,44	48,6	45,10	45,13	46,00	47,60
Англия и Уэльс	1910—1911	55,35	55,4	53,36	54,98	55,40	55,40

зованных. Указанный метод не может поэтому считаться обогащением демографического инструментария. Основным методом получения табличных коэффициентов остается построение таблиц смертности, в частности кратких таблиц, по способу В. В. Паевского — способу, при минимальной затрате времени дающему результаты, почти полностью совпадающие с результатами, получаемыми из полных таблиц. Способ В. В. Паевского ценен еще и тем, что наряду с общим табличным коэффициентом он при почти той же затрате времени дает ряд других биометрических функций (числа доживающих, табличные коэффициенты и величины средней продолжительности жизни для разных возрастов), благодаря чему получается гораздо более полная числовая характеристика смертности, чем это достигается построением одного табличного коэффициента.

КОРРЕЛЯЦИЯ [1]

Термином «корреляция» в статистике обозначаются зависимости, связи, соотношения и взаимоотношения, существующие между статистическими величинами, рядами и группами; в очень многих случаях статистические данные только и собираются для изучения таких зависимостей и соотношений.

Изучаемые статистическим путем связи и зависимости никогда не бывают безусловными. Определенная величина признака А не связывается безусловно с определенной величиной признака Б, но соединяется с разными значениями Б; однако с одними значе-

[1] Опубликована в кн.: *Уилль Дж., Новосельский С. Л.* Основы демографической и санитарной статистики. Гл. IV, с. 163—206. Печатается с сокращениями. — *Прим. ред.*

нниями она связывается предпочтительнее, чем с другими. Такого рода связь и называется корреляционной. Очевидно, что на одном или немногих случаях установить такого рода связь невозможно, хотя бы она и была. Обнаружить ее можно лишь если мы возьмем достаточно большое число наблюдений.

В целях обнаружения связи или зависимости между явлениями обыкновенно сопоставляют ряды статистических величин и прослеживают совместную изменчивость сопоставляемых числовых рядов, параллелизм колебаний чисел. Если с увеличением чисел одного ряда соответствующие числа другого ряда также увеличиваются, то отсюда обыкновенно делают вывод о прямом параллелизме и связи явлений; наоборот, если с увеличением чисел одного ряда соответствующие числа другого ряда уменьшаются, то делают вывод об обратном параллелизме или обратной связи явлений.

При обнаружении параллелизма изменений чисел необходимо прежде всего тщательно проанализировать, не является ли параллелизм чисто случайным результатом простого сосуществования или хронологической последовательности при отсутствии какой-либо действительной связи и зависимости между явлениями. Логика и знакомство с изучаемыми явлениями являются здесь главными средствами, дающими возможность избегать нередко встречающихся ошибочных выводов и заключений в этом отношении. Но и установив из параллелизма чисел наличие действительной связи, представляется нелегким делом уяснить смысл и значение этой связи, в частности, является ли самая связь между явлениями прямой и непосредственной или же косвенной и отраженной таким образом, что сами изучаемые явления стоят в зависимости и связи с каким-нибудь другим общим для них явлением или зависят от какой-либо одной общей причины. И здесь для выяснения на первое место выступает логический анализ и знакомство с предметом; статистический же метод помогает лишь в установлении самого факта связи.

Для примера в табл. 1 сопоставлены величины заболеваемости сыпным тифом в отдельных районах Ленинграда за 1900—1910 гг. и величины, характеризующие скученность населения в квартирах тех же районов (среднее число жителей на одну комнату). Районы сгруппированы из участков согласно прежнему административному делению Ленинграда.

Из таблицы виден весьма значительный параллелизм явлений. Чем больше скученность в квартирах, тем больше и заболеваемость сыпным тифом.

Дело дальнейшего логического анализа — решить, чем обусловливается эта связь. Так, здесь, очевидно, не приходится говорить о причинной связи в том смысле, что скученность в квартирах является п р и ч и н о й сыпного тифа. Связь здесь отраженная: в скученных квартирах живет более бедное населенне в грязи и антисанитарных условиях, способствующих развитию вшивости, а тем

Таблица 1

Группа	Среднее число жителей на 1 комнату в платных квартирах	Число заболевших сыпным тифом на 100 000 населения
I	1,5	4,4
II	1,7	7,0
III	2,4	8,5
IV	2,8	11,9
V	3,9	13,9

самым и развитию тифа. Скученность здесь лишь способствует тифу.

Измерение тесноты связи. Простое сопоставление статистических рядов дает лишь возможность установить наличие или отсутствие связи и параллелизма между явлениями, причем во многих случаях и это, в особенности при данных рядах, затруднительно и нередко субъективно. Статистический метод дает сверх того возможность измерения степени параллелизма рядов и тесноты связи между явлениями путем вычисления коэффициентов корреляции.

Имеется 299 измерений веса мозга и длины черепа[1] (табл. 2), и мы желаем знать, существует ли связь между весом мозга и длиною черепа и как велика эта связь.

Каждый ряд приведенной таблицы можно рассматривать как отдельный вариационный ряд и определить для каждого ряда среднюю, σ и т. д. Средние каждого ряда в таблице вычислены и приведены в нижнем горизонтальном ряду и крайнем вертикальном столбце справа. Из сопоставления этих средних с серединами интервалов другой переменной видно, например, что по мере того, как величины середин интервалов групп веса мозга увеличиваются слева направо, — увеличиваются, хотя и не совсем правильно, средние соответствующих рядов длины черепа; равным образом в боковом столбце по мере увеличения величин середин интервалов групп длины черепа увеличиваются средние соответствующих рядов веса мозга.

Данные эти представлены графически на рисунке. Кресты представляют средние отдельных рядов длины черепа; соединяющая их линия называется наблюденной (эмпирической) линией регрессии длины черепа по весу мозга. Кружки представляют средние рядов веса мозга, а соединяющая их линия — эмпирическую линию регрессии веса мозга по длине черепа. Прямая AB представляет вычисленную прямую регрессии длины черепа по весу мозга и прямая CD — вычисленную прямую регрессии веса мозга по длине черепа. Линия XX указывает на шкале для веса

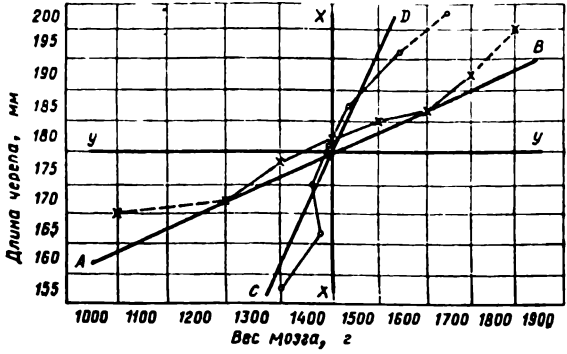
[1] Данные взяты у *Pearl R.* Variation and correlation in brain-weight. Biometrica, vol. 4, 1905.

Таблица 2

Корреляция между весом мозга и длиной черепа (мужчины 20—60 лет)

Длина черепа, мм	Вес мозга, г									Итого	Середина интервала групп длины черепа	Средний вес мозга для данного ряда
	1000—1099	1100—1199	1200—1299	1300—1399	1400—1499	1500—1599	1600—1699	1700—1799	1800—1899			
155—159	—	—	1	1	—	—	—	—	—	2	157,5	1 300
160—164	—	—	2	6	4	2	—	—	—	14	162,5	1 393
165—169	1	—	9	10	18	3	1	—	—	42	167,5	1 386
170—174	—	—	5	19	28	11	4	1	—	68	172,5	1 440
175—179	—	—	4	19	29	23	4	—	—	79	177,5	1 455
180—184	—	—	—	10	19	23	8	1	—	61	182,5	1 502
185—189	—	—	—	1	2	12	4	—	—	19	187,5	1 550
190—194	—	—	—	—	1	2	3	4	—	10	192,5	1 650
195—199	—	—	—	—	—	1	1	—	2	4	197,5	1 725
Итого	1	—	21	66	101	77	25	6	2	299	—	—
Середина интервала групп веса мозга	1 050	1 150	1 250	1 350	1 450	1 550	1 650	1 750	1 850	—	—	—
Средняя длина черепа для данного ряда	167,5	—	169,6	173,8	175,0	179,7	182,1	187,5	197,5	—	—	—

мозга локализацию среднего веса мозга для всех 299 наблюдений. Линия YY указывает на шкале для длины черепа локализацию средней длины черепа для всех 299 наблюдений.



Эмпирические и вычисленные линии регрессии для веса мозга и длины черепа

Регрессией называется соотношение количественного изменения одной переменной к количественному изменению другой. Из рисунка видно, что наклон линий регрессий дает возможность измерить степень параллельной изменчивости, степени корреляции между обеими переменными. Так, если вращать линию AB вокруг своей оси, пока она не совпадает с линией YY, и вращать CD, пока она не совпадет с XX, тогда, очевидно, увеличение веса мозга не будет иметь места вместе с увеличением длины черепа, и наоборот.

Коэффициент корреляции. Для количественного измерения степени параллелизма или тесноты связи между двумя переменными пользуются коэффициентом корреляции (r):

$$r = \frac{\Sigma\, x \cdot y}{N\sigma_x\sigma_y},$$

где r — коэффициент корреляции, x и y — отклонения каждого ряда от их средней, σ_x и σ_y — средние квадратические отклонения каждого ряда, Σ — знак суммирования, N — число наблюдений (число парных членов ряда).

Коэффициент корреляции должен всегда рассматриваться со своей вероятной или средней ошибкой, составляющими:

$$\text{вероятная ошибка } r = 0{,}6745\frac{1-r^2}{\sqrt{N}};$$

$$\text{средняя ошибка } r = \frac{1 - r^2}{\sqrt{N}}.$$

Для доказательности коэффициент корреляции должен превышать свою вероятную ошибку не менее чем в 4—5 раз или свою среднюю ошибку — в 3—4 раза. Что касается значения величины самого коэффициента, то принимают, при непременном условии, что коэффициент превышает свою вероятную ошибку в 4—5 раз, величину коэффициента менее 0,3 как указание на существование лишь слабой связи между изучаемыми явлениями; коэффициент от 0,3 до 0,6 указывает на среднюю степень корреляции и коэффициент 0,7 и выше — на высокую степень корреляции. Разграничения эти, впрочем, весьма условны.

Необходимо иметь в виду, что коэффициент корреляции, представляя весьма важное орудие статистического анализа, в то же время также ничего не говорит о характере и сущности связи между явлениями, как и простое сопоставление рядов. С другой стороны, коэффициент корреляции, давая возможность числового выражения степени параллелизма явлений, степени совместной изменчивости, придает нашим суждениям полную определенность в этом отношении; он дает возможность сопоставления степени тесноты связи с различными условиями и значительно облегчает задачу исследователя именно в смысле уяснения вопроса о наличии действительной связи и о характере этой связи.

Когда имеется сравнительно немного наблюдений (2—3 десятка), то коэффициент корреляции проще и скорее вычислять, не группируя данные в корреляционную таблицу. В этом случае можно также пользоваться некоторым видоизменением основной формулы, а именно:

$$r = \frac{\sum x \cdot y}{N\sigma_x \cdot \sigma_y}, \text{ а так как } \sigma_x = \sqrt{\frac{\sum x^2}{N}} \text{ и } \sigma_y = \sqrt{\frac{\sum y^2}{N}}, \text{ то}$$

$$r = \frac{\sum x \cdot y}{N\sqrt{\frac{\sum x^2}{N} \cdot \frac{\sum y^2}{N}}} = \frac{\sum x \cdot y}{N\sqrt{\frac{\sum x^2 \cdot \sum y^2}{N^2}}} = \frac{\sum x \cdot y}{\sqrt{\sum x^2 \cdot \sum y^2}}.$$

Приводим ход вычисления коэффициента корреляции на конкретном примере и с достаточно большим числом наблюдений (24 парных члена). Пример относится к измерению тесноты связи между помесячными числами умерших от эпидемического гриппа и от крупозной пневмонии в Ленинграде за годы эпидемии гриппа (1918 и 1919 гг.) (табл. 3).

$$r = \frac{1\,311\,397}{\sqrt{647\,966 \cdot 4\,017\,674}} = \frac{1\,311\,379}{\sqrt{647\,966 \cdot 4\,017\,674}} = \frac{1\,311\,397}{804,96 \cdot 2004,41} =$$

$$= \frac{1\,311\,397}{1\,653\,558} = 0,79.$$

Вероятная ошибка коэффициента корреляции 0,79 при 24 наблюдениях составляет:

$$\frac{0,6745\,(1 - 0,79^2)}{\sqrt{24}} = 0,05.$$

Таблица 3

Корреляция между помесячными числами умерших от эпидемического гриппа и крупозной пневмонии в Ленинграде (1918—1919 гг.)

	Число умерших		x	y	xy	x^2	y^2
	от гриппа	от крупозной пневмонии					
			1918 г.				
Январь	7	122	—147	—418	61 466	21 609	174 724
Февраль	1	37	—153	—503	76 959	23 409	253 009
Март	13	233	—141	—307	43 287	19 881	94 249
Апрель	6	141	—148	—399	59 052	21 904	159 201
Май	29	506	—125	—34	4 250	15 625	1 156
Июнь	9	261	—145	—279	40 455	21 025	77 841
Июль	4	175	—150	—365	54 750	22 500	133 225
Август	14	227	—140	—313	43 820	19 600	97 969
Сентябрь	56	870	—98	+330	—32 340	9 604	108 900
Октябрь	450	1 580	+296	+1 040	203 840	87 616	1 081 600
Ноябрь	366	708	+212	+168	35 616	44 944	28 224
Декабрь	427	942	+273	+402	109 746	74 529	161 604
			1919 г.				
Январь	330	848	+176	+308	54 208	30 976	94 864
Февраль	248	744	+94	+204	19 176	8 836	41 616
Март	293	975	+139	+435	60 465	19 321	189 225
Апрель	382	1 193	+228	+653	148 884	51 984	426 409
Май	178	830	+24	+290	6 960	576	84 100
Июнь	73	408	—81	—132	10 692	6 561	17 424
Июль	42	154	—112	—386	43 232	12 544	148 996
Август	16	143	—138	—397	54 786	19 044	157 609
Сентябрь	8	104	—146	—436	63 656	21 316	190 096
Октябрь	50	150	—104	—390	40 560	10 816	152 100
Ноябрь	279	762	+125	+222	27 750	15 625	49 284
Декабрь	415	847	+261	+307	80 127	68 121	94 249
Итого	3 696	12 960	—	—	1 311 397	647 966	4 017 674
Среднее	154	540	—	—	—	—	—

Коэффициент корреляции в приведенном примере превышает свою вероятную ошибку в 15 раз и сам по себе высок, что указывает на значительную связь между помесячными колебаниями обоих заболеваний. Выяснение причины и характера этой связи не подлежит, понятно, компетенции статистического метода. Можно предполагать, что связь обусловливается тем, что грипп часто осложняется крупозной пневмонией, или что возбудители обеих болезней имеют что-то общее, или что на оба заболевания влияют одни и те же метеорологические факторы, свойственные отдельным календарным месяцам, и т. п.

Когда число наблюдений превышает несколько десятков, данные для вычисления коэффициента корреляции группируются в корреляционную таблицу. Вычисление здесь производится по указанной выше (с. 36) основной формуле.

Корреляционное отношение. При построении коэффициентов корреляции предполагается, что между величинами

имеется линейная связь, т. е. регрессия прямолинейная, и что средние отдельных рядов располагаются в пределах случайных ошибок по прямой линии. В действительности нередко связи бывают нелинейные и соответствующие средние располагаются не по прямой, а по некоторой кривой линии. Такой нелинейный характер связи во многих случаях виден из самой корреляционной таблицы, как это представлено, например, в следующем примере (табл. 4).

Таблица 4

Корреляция между весом и ростом (сидя) человеческих зародышей с весом менее 400 граммов (пример криволинейной зависимости)

Рост, мм	Вес, г										
	0–39	40–79	80–119	120–159	160–199	200–239	240–279	280–319	320–359	360–399	Итого
30—44	5	—	—	—	—	—	—	—	—	—	5
45—59	38	—	—	—	—	—	—	—	—	—	38
60—74	62	—	—	—	—	—	—	—	—	—	62
75—89	32	17	—	—	—	—	—	—	—	—	49
90—104	—	50	8	—	—	—	—	—	—	—	58
105—119	—	3	38	8	—	—	—	—	—	—	49
120—134	—	—	4	26	13	1	—	—	—	—	44
135—149	—	—	—	3	19	16	8	3	—	—	49
150—164	—	—	—	—	1	8	23	19	5	4	60
165—179	—	—	—	—	—	1	1	8	10	17	37
180—194	—	—	—	—	—	—	—	—	—	3	3
Итого	137	70	50	37	33	26	32	30	15	24	454

В подобных случаях нелинейной связанности коэффициент корреляции представляет недостаточно совершенную меру тесноты связи, и здесь целесообразнее определять тесноту связи путем вычисления так называемого корреляционного отношения, обыкновенно обозначаемого греческой буквой η. Следует отметить, что и в случае криволинейной регрессии коэффициент корреляции не является совершенно непригодным для измерения тесноты связи между переменными, но лишь измеряет в этих случаях связь менее совершенно; для практических целей, особенно в случаях, когда регрессия не слишком значительно отступает от линейной, применение коэффициента корреляции здесь вполне допустимо. С другой стороны, определение корреляционного отношения наряду с определением коэффициента корреляции во многих случаях целесообразно в целях выяснения линейного или нелинейного характера связанности величин, так как выяснить это на глаз из корреляционной таблицы, как в приведенном примере, не всегда возможно; из сопоставления же величины коэффициента корреляции и корреляционного отношения линейный или нелинейный характер связанности выясняется, так как при нелинейной связи обе величины расходятся; при линейной связи численные значения

коэффициента корреляции и корреляционного отношения совпадают. Необходимо иметь в виду, что корреляционное отношение всегда представляет величину положительную и направление корреляции здесь определяется по расположению величин в корреляционной таблице.

Если по табл. 2 вычислить среднее квадратическое отклонение для отдельных средних веса мозга, соответствующих данной длине черепа (последний правый столбец таблицы) и это среднее квадратическое отклонение разделить на среднее квадратическое отклонение ряда всех 299 измерений веса мозга, то полученная величина представляет корреляционное отношение для веса мозга по длине черепа. Если разделить среднее квадратическое отклонение отдельных средних длины черепа, соответствующих данному весу мозга (последний нижний ряд таблицы) на среднее квадратическое отклонение ряда всех 299 измерений длины черепа, то полученная величина представляет корреляционное отношение для длины черепа по весу мозга. Если обозначить через x вес мозга, y — длину черепа, σ_{mx} — среднее квадратическое отклонение средних веса мозга и σ_{my} — среднее квадратическое отклонение средних длины черепа, η_{xy} — корреляционное отношение для веса мозга по длине черепа и η_{yx} — корреляционное отношение для длины черепа по весу мозга, то

$$\eta_{xy} = \frac{\sigma_{mx}}{\sigma_x},$$

$$\eta_{yx} = \frac{\sigma_{my}}{\sigma_y}.$$

Таким образом, для каждой корреляционной таблицы можно определить два корреляционных отношения.

При полной линейной связанности оба корреляционные отношения совпадают, как совпадают они в этом случае и с коэффициентом корреляции.

Вероятная ошибка $\eta = 0{,}6745\,\frac{1-\eta^2}{\sqrt{N}}$ (приближенно).

Таблица 5

Вычисления корреляционного отношения

Длина черепа, мм	Соответствующие средние веса мозга, г	Отклонения от общего среднего веса мозга=1464 г, x	x^2	f_x	$f_x \cdot x^2$
155—159	1 300	—164	26 896	2	53 792
160—164	1 393	—71	5 041	14	70 574
165—169	1 386	—78	6 084	42	255 528
170—174	1 440	—24	576	68	39 168
175—179	1 455	—9	81	79	6 399
180—184	1 502	+38	1 444	61	88 084
185—189	1 550	+86	7 396	19	140 524
190—194	1 650	+186	34 596	10	345 960
195—199	1 725	+261	68 121	4	272 484
				299	1 272 513

$$\sigma_{m.x} = \sqrt{\frac{1\,272\,513}{299}} = \sqrt{4255{,}896} = 65{,}237;$$

$$\sigma_x = 119{,}0;$$

$$\eta_{xy} = \frac{\sigma_{m.x}}{\sigma_x} = \frac{65{,}237}{119{,}0} = 0{,}548.$$

Полученная величина представляет корреляционное отношение для веса мозга по длине черепа.

В следующей таблице приводится вычисление η для длины черепа по весу мозга.

Таблица 6

Вычисление корреляционного отношения

Вес мозга, г	Соответствующие средние длины черепа, мм, x	Отклонения от общей средней длины черепа = =176,5 мм, y	y^2	f_y	$f_y \cdot y^2$
1000—1099	167,5	—9,0	81,00	1	81,00
1100—1199	—	—	—	—	—
1200—1299	169,6	—6,9	47,61	21	999,81
1300—1399	173,8	—2,7	7,29	66	481,14
1400—1499	175,0	—1,5	2,25	101	227,25
1500—1599	179,7	+3,2	10,24	77	788,48
1600—1699	182,1	+5,6	31,36	25	784,00
1700—1799	187,5	+11,0	121,00	6	726,00
1800—1899	197,5	+21,0	441,00	2	882,00
				299	4969,68

$$\sigma_{my} = \sqrt{\frac{4969{,}68}{299}} = \sqrt{16{,}621} = 4{,}077;$$

$$\sigma_y = 7{,}51;$$

$$\eta_{y.x} = \frac{\sigma_{my}}{\sigma_y} = \frac{4{,}077}{7{,}51} = 0{,}543.$$

Оба корреляционных отношения, таким образом, почти одинаковы (0,548 и 0,543). Вместе с тем они несколько отличаются от коэффициента корреляции, составляющего 0,522, что может указывать на нелинейный характер связи во взятом примере.

Для заключения о том, действительно ли существенны отмеченные отличия и действительно ли они указывают на нелинейную связь, определяется вероятная ошибка разности возведенного в квадрат корреляционного отношения и возведенного в квадрат коэффициента корреляции ($\eta^2 - r^2$). Вероятная ошибка этой разности определяется по формуле

$$(\eta^2 - r^2) = 2\frac{0{,}6745}{\sqrt{N}} \cdot \sqrt{\eta^2 - r^2} \cdot \sqrt{(1-\eta^2)^2 - (1-r^2) + 1}.$$

В приведенном примере имеем, беря $\eta = 0{,}548$, $\eta^2 - r^2 = 0{,}548^2 - 0{,}522^2 = 0{,}0278$.

Вероятная ошибка $= 2\,\frac{0{,}6745}{\sqrt{299}} \cdot \sqrt{0{,}548^2 - 0{,}522^2} \times$

$$\times \sqrt{(1-0{,}548^2)^2 - (1-0{,}522^2)^2 + 1} = 0{,}0780 \cdot \sqrt{0{,}3003 - 0{,}2725} \times$$

$$\times \sqrt{(0{,}6997)^2 - (0{,}7275)^2 + 1} = 0{,}0780 \cdot 0{,}1667 \cdot \sqrt{0{,}9603} = 0{,}0780 \times$$

$$\times 0{,}1667 \cdot 9799 = 0{,}013.$$

Разность $\eta^2 - r^2 = 0{,}0278$ превышает вероятную ошибку 0,013 всего в 2 раза. Поэтому нельзя с определенностью утверждать, что связь в данном случае нелинейная.

В тех случаях, когда $\eta^2 - r^2$ мало сравнительно с r или η и r сами малы, проще определять линейность связи, пользуясь следующими соотношениями (в случае линейной связи):

$$\frac{\sqrt{N}}{0{,}6745} \cdot \frac{1}{2} \sqrt{\eta^2 - r^2} < 2{,}5$$

или $N(\eta^2 - r^2) < 11{,}37$.

Во взятом примере $\eta^2 - r^2 = 0{,}0278$ и очень мало сравнительно с $r = 0{,}522$. Можно поэтому применить указанный способ:

$$\frac{\sqrt{299}}{0{,}6745} \cdot \frac{1}{2} \sqrt{0{,}548^2 - 0{,}522^2} = 25{,}635 \cdot 0{,}08335 = 2{,}14$$

или $N(\eta^2 - r^2) = 299\,(0{,}548^2 - 0{,}522^2) = 8{,}31$; $8{,}31 < 11{,}37$.

Таким образом, связь между весом мозга и длиной черепа во взятом примере можно считать линейной.

Ложная корреляция. В демографической и санитарной статистике часто приходится определять корреляцию между различными коэффициентами (смертности и рождаемости, смертности от различных причин и т. п.) или показателями (физического развития и т. п.). В этих случаях может иногда получиться так называемая ложная корреляция в связи с тем, что в парные члены ряда входит общий делитель. Желая, например, узнать, существует ли и как велика корреляция между рождаемостью и смертностью в территориальном отношении, мы вычисляем коэффициент корреляции между коэффициентами рождаемости и смертности, существующими в отдельных губерниях, уездах, волостях и т. п. Так как коэффициенты рождаемости и смертности для одной и той же территориальной единицы получаются путем деления числа родившихся и умерших на одно и то же число населения, то соответствующие парные члены ряда имеют общий делитель.

Частичные коэффициенты корреляции. В очень многих случаях статистического анализа представляется важным и существенным определить степень связи между двумя явлениями независимо от связанности этих явлений с третьим явлением. Мы нашли, например, значительную связь между помесячными колебаниями заболеваемости гриппом и пневмонией и в то же время нашли связь между помесячной заболеваемостью пневмонией и температурой воздуха. Очевидно, желательно узнать, в какой мере связь между гриппом и пневмонией является прямой и непосредственной и насколько она является отраженной, представляя результат влияния температуры воздуха на заболеваемость и гриппом и пневмонией. Определить такую чистую связь

двух явлений независимо от третьего явления, выявить чистое влияние одного фактора возможно путем вычисления так называемых частичных коэффициентов корреляции. При этом влияние третьего общего для двух явлений фактора принимается как бы постоянным и тем устраняется, элиминируется. При вычислении, например, частичного коэффициента корреляции между помесячной заболеваемостью гриппом и пневмонией, устраняя влияние помесячных температурных колебаний и принимая температуру постоянной, мы тем самым определяем величину связи между гриппом и пневмонией как бы в условиях, что температура воздуха во все месяцы года одинакова. Путем частичных коэффициентов корреляции можно устранить влияние на тесноту связи двух явлений не только одного какого-либо фактора, но теоретически любого их числа. Однако, хотя техника вычисления частичных коэффициентов сама по себе проста, вычисления при большом количестве элиминируемых переменных становятся весьма кропотливыми и требуют значительного количества времени.

Если обозначить явление А через 1, явление Б — 2, явление В — 3, коэффициент корреляции между А и Б — r_{12}, коэффициент корреляции между А и В — r_{13} и коэффициент корреляции между Б и В через r_{23}, то частичные коэффициенты корреляции между отдельными переменными обыкновенно обозначаются следующим образом: частичный коэффициент корреляции между А и Б, В принимается постоянным, равен ${}_3r_{12}$; частичный коэффициент между А и В при постоянном Б — ${}_2r_{13}$; частичный коэффициент между Б и В при постоянном А равен ${}_1r_{23}$. Таким образом, устраняемое явление, принимаемое постоянным, обозначается слева от r, явления же, связь между которыми мы определяем, — справа от r. Такая же система обозначения практикуется и при устранении влияния нескольких факторов; все они обозначаются слева от r. Следует еще заметить, что обыкновенные простые коэффициенты корреляции в противоположность частичным коэффициентам носят название «полных» коэффициентов корреляции.

Если мы обозначим, например, через 1 помесячные числа умерших от гриппа в Ленинграде в 1917—1926 гг., через 2 — помесячные числа умерших от пневмонии и через 3 — среднюю ежемесячную температуру воздуха, то ${}_3r_{12}$ обозначает частичный коэффициент корреляции между помесячными колебаниями гриппа и пневмонии, температура принимается постоянной, ${}_1r_{23}$ — коэффициент корреляции между пневмонией и температурой при устранении влияния помесячных колебаний гриппа; ${}_2r_{13}$ — коэффициент корреляции между гриппом и температурой при устранении влияния помесячных колебаний пневмонии.

Для вычисления частичных коэффициентов корреляции пользуются следующими формулами. При 3 переменных коэффициент равняется:

$$ {}_3r_{12} = \frac{r_{12} - r_{13} \cdot r_{23}}{\sqrt{(1 - r_{13}^2)(1 - r_{23}^2)}}; $$

при 4 переменных коэффициент равняется:

$$_{34}r_{12} = \frac{r_{12} - r_{14} \cdot r_{24}}{\sqrt{(1 - r_{14}^2)(1 - r_{24}^2)}};$$

при 5 переменных

$$_{345}r_{12} = \frac{_{34}r_{12} - _{34}r_{15} \cdot _{34}r_{25}}{\sqrt{(1 - _{34}r_{15}^2)(1 - _{34}r_{25}^2)}};$$

и в общей форме

$$_{34\cdots n}r_{12} = \frac{_{34\ldots n-1}r_{12} - _{34\ldots n-1}r_{1n} \cdot _{34\ldots n-1}r_{2n}}{\sqrt{(1 - _{34\ldots n-1}r_{1n}^2)(1 - _{34\ldots n-1}r_{2n}^2)}}.$$

Приводим несколько цифровых примеров. По данным для Ленинграда за 1917—1926 гг. полный коэффициент корреляции между ежемесячными числами умерших от гриппа (1) и ежемесячными числами умерших от пневмонии (2) составляет 0,794; полный коэффициент корреляции между ежемесячными числами умерших от гриппа (1) и средней ежемесячной температурой (3) составляет — 0,234; полный коэффициент корреляции между ежемесячными числами умерших от пневмонии (2) и ежемесячной температурой (3) составляет —0,268. Таким образом:

$$r_{12} = +0{,}794;$$
$$r_{13} = -0{,}234;$$
$$r_{23} = -0{,}268.$$

Частичный коэффициент корреляции между числами умерших от гриппа и пневмонии при устранении влияния температурных колебаний составляет:

$$_3r_{12} = \frac{0{,}794 - (-0{,}234)\cdot(-0{,}268)}{\sqrt{[1-(-0{,}234)^2]\cdot[1-(-0{,}268)^2]}} = \frac{0{,}794 - 0{,}063}{\sqrt{0{,}945 \cdot 0{,}928}} =$$
$$= \frac{0{,}731}{0{,}937} = 0{,}781.$$

Частичный коэффициент корреляции в данном случае почти не изменился по сравнению с полным коэффициентом (0,794). Это указывает, что параллелизм и связь помесячных колебаний гриппа и пневмонии почти не зависят от влияния в этом отношении колебаний температуры воздуха, но обусловливаются другими причинами — общностью возбудителей обеих болезней или тем, что грипп часто осложняется пневмонией, и т. п.

Обращаясь к вопросу о возможности получения ложной корреляции при относительных числах с общим делителем в каждой паре соответствующих измерений и о применении здесь частичных коэффициентов корреляции, предположим, что мы желаем измерить тесноту связи или степень параллелизма между рождаемо-

стью и смертностью в различных территориальных единицах (уездах, городах, волостях и т. п.). Обозначим абсолютное число умерших через *ум.*, число родившихся — через *род.* и число населения — через *нас.* Полный коэффициент корреляции между коэффициентами рождаемости и смертности можно тогда обозначить через $r_{\frac{род.\ ум.}{нас.\ нас.}}$. В каждой паре соответствующих измерений (рождаемость и смертность в каждом данном уезде или городе) делитель здесь одинаков (одно и то же количество населения). Чтобы избежать возможности получения ложной корреляции, можно поэтому вычислять в этих случаях не полные, а частичные коэффициенты корреляции, устраняя влияние количества населения. Частичные коэффициенты при этом можно вычислять или в форме $_{нас.} r_{\frac{род.\ ум.}{}}$, т. е. беря просто абсолютные числа, или в форме $_{нас.} r_{\frac{род.\ ум.}{нас.\ нас.}}$. Опыт показывает, что при больших числах наблюдений, где изменчивость величин не особенно велика, разница результатов при обоих способах получается незначительная и, в сущности, безразлично, каким способом пользоваться. При коротких, сильно изменчивых рядах может получиться значительная разница результатов при обоих способах; в этом случае целесообразнее пользоваться формулой $_{нас.} r_{\frac{род.\ ум.}{нас.\ нас.}}$. Наконец, следует отметить, что для приближенных целей можно с осторожностью пользоваться, несмотря на общие делители, и полными коэффициентами корреляции, т. е. $r_{\frac{род.\ ум.}{нас.\ нас.}}$ в связи с тем, что значения $r_{\frac{род.\ нас.}{нас.}}$ и $r_{\frac{ум.\ нас.}{нас.}}$ обыкновенно невелики. Однако здесь всегда целесообразно проверить результаты, полученные на основании полных коэффициентов корреляции, частичными коэффициентами в той или другой указанной выше форме.

Применяя частичные коэффициенты корреляции, необходимо иметь в виду, что удовлетворительные результаты здесь получаются только при линейной, или близкой к линейной, связанности величин, для которых определялись полные коэффициенты корреляции, легшие в основу вычислений частичных коэффициентов. Поэтому, прежде чем приступить к исследованию на основании частичных коэффициентов, необходимо убедиться в линейном, или во всяком случае близком к линейному, характере связи изучаемых явлений путем указанных выше приемов сопоставления полных коэффициентов корреляции и корреляционных отношений.

Вероятная ошибка частичного коэффициента корреляции определяется так же, как и для полного коэффициента, по формуле $0{,}6745\ \frac{1-r^2}{\sqrt{N}}$.

Корреляция рангов. Для измерения степени параллелизма изменений чисел в сопоставляемых рядах можно также пользоваться сравнением порядковых мест, занимаемых в двух рядах соответствующими величинами. Члены обоих рядов заме-

руются в нисходящем порядке по величине; затем один ряд располагают в порядке восходящих номеров и против каждого порядкового номера этого ряда помещают соответствующий порядковый номер другого ряда. Степень соответствия порядковых номеров или степень параллелизма измеряется посредством показателя ρ, который составляет:

$$\rho = 1 - \frac{6 \sum d^2}{n (n^2 - 1)},$$

где d — разность между порядковыми номерами соответствующих парных членов ряда, n — число наблюдений (число парных членов ряда).

При полном прямом параллелизме ρ равно $+1$; при полном обратном параллелизме ρ равно -1, и при полном отсутствии параллелизма он обращается в 0.

Способ этот применяется особенно в случаях, когда идет дело не о количественных, а о качественных признаках различной интенсивности, обозначаемых условными порядковыми цифрами, как, например, при распределении учащихся в порядке их успехов в различных предметах, при различных экспериментально-психологических исследованиях и т. п. Применять этот способ целесообразно при коротких рядах и там, где имеющиеся количественные данные носят приближенный характер, отражая лишь общий порядок следования величин. При достаточно точных измерениях целесообразнее пользоваться для измерения степени параллелизма коэффициентом корреляции, так как показатель рангов ρ представляет лишь весьма приближенную меру корреляции. Показатель рангов может указывать на полный параллелизм, хотя в действительности корреляция может быть далека от полной, как, например, при таких двух рядах величин:

60	50	40	30	20
100	99	98	3	1

Приводим пример на данных о заболеваемости сыпным тифом в 27 губерниях РСФСР в 1913 и 1925 гг.[1] Для измерения степени параллелизма в пораженности отдельных губерний сыпным тифом в 1913 и 1925 гг. здесь также целесообразно применение показателя ρ, так как коэффициенты заболеваемости по отдельным губерниям носят весьма приближенный характер, отражая лишь общий порядок следования отдельных губерний по пораженности сыпным тифом.

Полученный низкий положительный показатель указывает на весьма слабую степень параллелизма в территориальном распределении сыпного тифа в 1913 и 1925 гг.

---

[1] Данные взяты у П. А. Добрейцера (см.: «Гигиена и эпидемиология», 1926, № 11).

Таблица 7

Теснота связи между заболеваемостью сыпным тифом в 27 губерниях РСФСР в 1913 и 1925 гг. (пример корреляции рангов)

Губерния	На 10 000 жителей зарегистрировано больных сыпным тифом		Порядковый номер по заболеваемости		Разность порядковых номеров, d	d^2
	1925 г.	1913 г.	1925 г.	1913 г.		
Иркутская	14,8	6,2	1	10	9	81
Псковская	13,7	1,3	2	21	19	361
Нижегородская	13,5	3,9	3	14	11	121
Смоленская	12,8	16,8	4	4	0	0
Вятская	11,8	6,3	5	9	4	16
Архангельская	11,6	0,2	7	25,5	18,5	342,25
Калужская	11,6	6,9	7	8	1	1
Симбирская	11,6	5,5	7	12,5	5,5	30,25
Забайкальская	10,8	1,0	9	22	13	169
Рязанская	9,0	14,8	10	6	4	16
Тульская	8,6	23,9	11,5	2	9,5	90,25
Енисейская	8,6	0,9	11,5	23	11,5	132,25
Тамбовская	7,8	33,2	13	1	12	144
Орловская	7,7	22,6	14	3	11	121
Тверская	7,5	1,6	15,5	19	3,5	12,25
Уральская	7,5	15,6	15,5	5	10,5	110,25
Новгородская	7,4	0,6	17	24	7	49
Вологодская	7,1	2,2	18	16	2	4
Ярославская	6,4	1,5	19,5	20	0,5	0,25
Пензенская	6,4	5,5	19,5	12,5	7	49
Астраханская	6,0	1,7	21	18	3	9
Самарская	5,5	2,9	22	15	7	49
Томская	5,3	2,1	23	17	6	36
Саратовская	4,6	8,4	24	7	17	289
Амурская	4,4	0,2	25	25,5	0,5	0,25
Владимирская	4,2	0,1	26	27	1	1
Курская	4,1	5,6	27	11	16	256
	—	—	—	—	—	2 490

$$\rho = 1 - \frac{6 \cdot 2\,490}{27\,(27^2 - 1)} = 1 - \frac{14\,940}{19\,656} = \frac{4\,716}{19\,656} = 0{,}24.$$

ОБ ЭМПИРИЧЕСКОМ ЗАКОНЕ СМЕРТНОСТИ В. Я. БУНЯКОВСКОГО [1]

Наиболее совершенным и наглядным техническим способом числового выражения зависимости смертности от возраста является построение полных таблиц смертности, показывающих, сколько при данных социально-экономических условиях из

[1] Впервые опубликовано в юбилейном номере журнала «Гигиена и эпидемиология» (1931, № 8—9, с. 22—26), посвященном 45-летию врачебно-санитарной и научно-общественной деятельности крупнейшего санитарного статистика нашей страны П. И. Куркина. Печатается с сокращениями. — *Прим. ред.*

совокупности родившихся доживает до каждого следующего года жизни, как велика вероятность дожить или не дожить до следующего возраста и как велика для каждого возраста средняя продолжительность предстоящей жизни. Отдельные исследователи, однако, не удовлетворялись такими табличными данными, а искали выражение зависимости между смертностью и возрастом не в виде таблицы, а в виде общей математической формулы и пытались дать математический «закон» смертности. Попытки эти, как и следовало ожидать, окончились неудачей; смертность настолько резко меняется в различные периоды и настолько различается в зависимости от экономических, социальных и санитарных условий жизни населения, что выразить совокупное влияние этих разнообразных факторов одной общей неизменной формулой — дело невозможное.

При невозможности дать общий математический «закон» смертности, однако, возможно и целесообразно построение эмпирических формул применительно к различным таблицам смертности — формул, которые могут оказаться практически полезными при различного рода вычислениях. Из таких формул наиболее известна формула Гомперца-Макегама, получившая многочисленные приложения при различных вычислениях, значительно сокращающая работу по составлению некоторых вспомогательных таблиц, необходимых в страховых расчетах, и, кроме того, представляющая удобный способ выравнивания таблиц смертности. Из других, менее употребительных формул можно указать на формулы Витштейна, Мозера, Шеффлера и др.

В повседневной практике измерения смертности эмпирические формулы могут найти полезное приложение для получения промежуточных значений при наличии только кратких таблиц смертности, т. е. таблиц, дающих числа доживающих, вероятности смерти, величины средней продолжительности жизни и т. д. не погодно, а через 5—10-летние возрастные промежутки. Построение полных таблиц представляет достаточно сложную, кропотливую и требующую много времени задачу, между тем как для вычисления краткой таблицы, например, по предложенному недавно способу В. В. Паевского [1] нужно всего 30—40 мин. Если какая-нибудь эмпирическая формула дает возможность быстро, просто и легко определять с достаточной приближенностью недостающие в краткой таблице величины для нужных нам возрастов, то такая формула заслуживает полного внимания. При этом формула должна быть элементарно проста, не требовать сложных вычислений и давать достаточно удовлетворительные результаты.

Нашим известным математиком и демографом академиком В. Я. Буняковским [2] была много лет назад (в 1869 г.) предложена

---

[1] См.: *Паевский В. В.* О построении коэффициентов смертности неподвижного населения. — «Бюллетень Ленинградского облстатотдела», 1928, № 20.

[2] См.: *Буняковский В. Я.* Об одном эмпирическом выражении закона смертности. Прил. № 4 к XV т. «Записок Академии наук». Спб., 1869.

крайне простая эмпирическая формула, на практической приложимости которой мы и имеем в виду остановиться.

Тогда как почти все исследователи исходят в своих построениях из чисел доживающих или же из вероятностей дожития, В. Я. Буняковский основывает свои выводы на последовательных с возрастом изменениях величин средней продолжительности жизни. Как и почти все остальные формулы, формула Буняковского непригодна для ранних детских и старческих возрастов, она годна лишь для возрастов от 10 до 68 лет. В. Я. Буняковский считает, что в этих возрастных пределах средняя продолжительность жизни изменяется в убывающей арифметической прогрессии, т. е. представляет прямую:

$$e_x^0 = a - b_x,$$

где e_x^0 означает среднюю продолжительность жизни для возраста x, a и b — постоянные, определяемые отдельно для каждой таблицы.

Из величин средней продолжительности жизни нетрудно затем путем известных соотношений определить числа доживающих (l_x) и остальные элементы таблицы смертности. Обозначая через p_x вероятность для лица возраста x дожить до возраста $x+1$, имеем:

$$e_{x-1}^0 = \frac{1}{2} + p_{x-1}\left(\frac{1}{2} + e_x^0\right) = \frac{1}{2} + \frac{l_x}{l_{x-1}}\left(\frac{1}{2} + e_x^0\right).$$

Подставляя сюда вместо e_{x-1}^0 и e_x^0 их выражения по вышеприведенной формуле и определив из полученного уравнения l_x, имеем:

$$l_x = \frac{\left(a + b - \frac{1}{2}\right) - b_x}{\left(a + \frac{1}{2}\right) - b_x} l_{x-1}.$$

В. Я. Буняковский вывел и проверил свою формулу по старой, относящейся к 1746 г. таблице смертности Депарсье, причем нашел, что табличные величины средней продолжительности жизни различаются от вычисленных по формуле в большинстве случаев менее чем на полгода, и считает такие результаты для практических целей вполне удовлетворительными.

Представляет очевидный интерес проверить формулу Буняковского на более новых современных таблицах смертности, и притом на нескольких, с различными особенностями смертности. Для этой цели нами выбраны 4 таблицы: таблица для мужского населения европейской части РСФСР за 1926—1927 гг.[1], для женского населения б. Европейской России за 1896—1897 гг.[2], для мужского

[1] См.: *Новосельский С. А.* и *Паевский В. В.* Смертность и продолжительность жизни населения СССР. М., 1930.

[2] См.: *Новосельский С.* Смертность и продолжительность жизни в России. Пг., 1916.

населения Франции за 1920—1923 гг.[1] и для женского населения Германии за 1924—1926 гг.[2].

Вычисляем по способу наименьших квадратов постоянные a и b. Полученные уравнения, характеризующие среднюю продолжительность жизни, для отдельных указанных таблиц следующие:

европейская часть РСФСР, мужчины . .	$e_x^0 = 56,34 - 0,6990x$
б. Европейская Россия, женщины . . .	$e_x^0 = 54,31 - 0,6637x$
Германия, женщины	$e_x^0 = 64,195 - 0,8073x$
Франция, мужчины	$e_x^0 = 57,528 - 0,7262x$

Таблица 1

Сопоставление величин средней продолжительности жизни по таблицам и непосредственных, вычисленных по формуле Буняковского

Возраст, лет	Европейская часть РСФСР		б. Европейская Россия		Германия		Франция	
	по таблице	по формуле	по таблице	по формуле	по таблице	по формуле	по таблице	по формуле
10	50,98	49,35	48,65	47,67	57,11	56,12	51,51	50,27
12	49,30	47,95	47,24	46,35	55,24	54,51	49,70	48,81
17	44,96	44,46	43,43	43,03	50,67	50,47	45,28	45,18
22	40,92	40,96	39,78	39,71	46,41	46,43	41,49	41,55
27	37,11	37,47	36,24	36,39	42,26	42,40	37,80	37,92
30	34,82	35,37	34,12	34,40	39,76	39,98	35,50	35,74
32	33,27	33,97	32,71	33,07	38,08	38,36	33,96	34,29
37	29,48	30,48	29,21	29,75	33,88	34,32	30,11	30,66
40	27,27	28,38	27,10	27,76	31,37	31,90	27,84	28,40
42	25,83	26,98	25,70	26,43	29,70	30,29	26,33	27,08
47	22,38	23,49	22,25	23,12	25,55	26,25	22,61	23,43
50	20,42	21,39	20,22	21,12	23,12	23,83	20,45	21,22
52	19,17	19,99	18,89	19,80	21,53	22,22	19,05	19,77
57	16,21	16,50	15,81	16,48	17,69	18,18	15,71	16,13
60	14,48	14,40	14,15	14,49	15,51	15,76	13,84	13,96
62	13,35	13,00	13,10	13,16	14,12	14,14	12,62	12,50
67	10,77	9,51	10,90	9,84	10,95	10,11	9,80	8,87
70	9,36	7,41	9,86	7,85	9,27	7,68	8,25	6,69

В табл. 1 приведены для некоторых отдельных возрастов непосредственные табличные данные в сопоставлении с вычисленными по формуле Буняковского.

Как видно из этой таблицы и из приведенного ниже в табл. 3 сопоставления отклонений табличных величин от вычисленных, результаты, получаемые по формуле Буняковского, не могут быть признаны достаточно удовлетворительными. В частности, особенно

[1] Bull. de la Statistique Generale de la France. T. XVII, fasc. IV., 1928.
[2] Statistisches Jahrbuch f. d. Deutsche Reich. 1929.

Таблица 2

Сопоставление величин средней продолжительности жизни по таблицам и вычисленных по параболе второго порядка

Возраст, лет	Европейская часть РСФСР		б. Европейская Россия		Германия		Франция	
	по таблице	по формуле	по таблице	по формуле	по таблице	по формуле	по таблице	по формуле
10	50,97	51,12	48,65	48,99	57,11	57,21	51,51	51,48
12	49,30	49,35	47,24	47,39	55,24	55,38	49,70	49,77
17	44,96	45,04	43,43	43,46	50,67	50,84	45,28	45,58
22	40,92	40,89	39,78	39,65	46,41	46,39	41,49	41,50
27	37,11	36,90	36,24	35,96	42,26	42,04	37,80	37,52
30	34,82	34,58	34,12	33,80	39,76	39,48	35,50	35,20
32	33,27	33,07	32,71	32,39	38,08	37,80	33,96	33,66
37	29,48	29,40	29,21	28,93	33,88	33,65	30,11	29,91
40	27,27	27,27	27,10	26,92	31,37	31,21	27,84	27,71
42	25,83	25,88	25,70	25,60	29,70	29,60	26,33	26,27
47	22,38	22,53	22,25	22,39	25,55	25,66	22,61	22,74
50	20,42	20,60	20,22	20,53	23,12	23,33	20,45	20,67
52	19,17	19,34	18,89	19,30	21,53	21,81	19,05	19,31
57	16,21	16,31	15,81	16,33	17,69	18,05	15,71	16,00
60	14,48	14,56	14,15	14,61	15,51	15,86	13,84	14,07
62	13,35	13,44	13,10	13,48	14,12	14,42	12,62	12,80
67	10,77	10,73	10,90	10,75	10,95	10,87	9,80	9,71
70	9,36	9,16	9,86	9,17	9,27	8,79	8,25	7,91

мало удовлетворительны во всех таблицах совпадения для крайних возрастов (10, 12 лет и 67, 70). Сравнительно хорошие результаты получаются для возрастов 17—37 и 51—62 лет, за исключением таблицы для РСФСР, которая вообще дает очень плохое совпадение и где отклонения для ряда возрастов превышают 1 год. В возрастах 40—52 лет во всех таблицах совпадение получается недостаточное и отклонения превышают полгода. Таким образом, следует признать, что формула Буняковского, основанная на предпосылке, что величины средней продолжительности жизни в пределах 10—68 лет изменяются по прямой линии, недостаточно точно отражает действительность.

Вместе с тем из табл. 3 усматривается, что отклонения для отдельных возрастов табличных величин от вычисленных по формуле Буняковского распределяются довольно характерно в сторону плюса для крайних возрастов и в сторону минуса для средних возрастов, т. е. кривая величин средней продолжительности жизни напоминает параболу:

$$e_x^0 = a - b_x + c_x^2.$$

Вычисленные по способу наименьших квадратов постоянные a, b и c и полученные уравнения для отдельных таблиц представляются в этом случае в следующем виде:

европейская часть РСФСР, мужчины . .	$e^0_x = 60{,}35 - 0{,}9550x + 0{,}0$
б. Европейская Россия, женщины	$e^0_x = 57{,}31 - 0{,}8557x + 0{,}002$
Германия, женщины	$e^0_x = 66{,}70 - 0{,}9673x + 0{,}0020x$
Франция, мужчины	$e^0_x = 60{,}28 - 0{,}9022x + 0{,}0022x$

Таблица 3

Отклонения табличных величин средней продолжительности жизни от вычисленных по формуле Буняковского и по параболе второго порядка

Возраст, лет	Отклонения табличных величин от вычисленных по формуле Буняковского				Отклонения табличных величин от вычисленных по параболе второго порядка			
	европейская часть РСФСР	б. Европейская Россия	Германия	Франция	европейская часть РСФСР	б. Европейская Россия	Германия	Франция
10	+1,63	+0,98	+0,99	+1,24	—0,14	—0,34	—0,12	+0,03
12	+1,35	+0,89	+0,73	+0,89	—0,05	—0,15	—0,14	—0,07
17	+0,50	+0,40	+0,20	+0,10	—0,08	—0,03	—0,14	—0,30
22	—0,04	+0,07	—0,02	—0,06	+0,03	+0,13	+0,02	—0,01
27	—0,36	—0,15	—0,14	—0,12	+0,21	+0,28	+0,22	+0,28
30	—0,55	—0,28	—0,21	—0,24	+0,24	+0,32	+0,28	+0,30
32	—0,70	—0,36	—0,28	—0,33	+0,20	+0,32	+0,28	+0,30
37	—1,00	—0,54	—0,44	—0,55	+0,08	+0,28	+0,23	+0,20
40	—1,11	—0,66	—0,53	—0,64	0	+0,18	+0,16	+0,13
42	—1,15	—0,73	—0,59	—0,70	—0,05	+0,10	+0,10	+0,06
47	—1,11	—0,87	—0,70	—0,79	—0,15	—0,14	—0,11	—0,13
50	—0,97	—0,90	—0,71	—0,77	—0,18	—0,31	—0,21	—0,22
52	—0,82	—0,91	—0,69	—0,72	—0,17	—0,41	—0,28	—0,26
57	—0,29	—0,67	—0,49	—0,42	—0,10	—0,52	—0,37	—0,29
60	+0,08	—0,34	—0,25	—0,12	—0,08	—0,46	—0,35	—0,23
62	+0,35	—0,06	—0,02	+0,12	—0,09	—0,38	—0,30	—0,18
67	+1,26	+1,06	+0,84	+0,93	+0,04	+0,15	+0,08	+0,09
70	+1,95	+2,01	+1,59	+1,56	+0,20	+0,69	+0,48	+0,34

В табл. 2 приведены табличные данные в сопоставлении с вычисленными по только что приведенным формулам.

В табл. 3 приведено сопоставление величин отклонений непосредственных табличных данных от вычисленных по формуле Буняковского и по параболе второго порядка.

Из приведенных таблиц видно, что вычисления по параболе дают значительно лучшие результаты, чем вычисления по прямой. Отклонения здесь только в двух случаях превышают 6 месяцев. Особенно хорошее совпадение получается для таблицы РСФСР, где отклонения нигде не выходят за пределы 2—3 месяцев.

Сумма квадратов отклонений табличных величин от вычисленных при вычислении по параболе в несколько раз меньше, чем при вычислении по формуле Буняковского (табл. 4).

Резюмируя изложенное, можно прийти к заключению, что формула Буняковского, основанная на предпосылке, что величины средней продолжительности жизни в пределах 30—68 лет с возрастом изменяются по прямой, не дает достаточно приближенных

Таблица 4

Таблицы	Сумма квадратов отклонений при вычислении			
	по формуле Буняковского		по параболе второго порядка	
	для всех возрастов	без возрастов 10, 12, 67 и 70 лет	для всех возрастов	без возрастов 10, 12, 67 и 70 лет
РСФСР	17,6562	7,7867	0,3299	0,2662
Европейская Россия	11,5348	4,6186	1,9687	1,3490
Германия	7,5250	2,7783	1,0865	0,7977
Франция	8,9654	3,3372	0,8408	0,7113

результатов и что лучшие результаты получаются, если исходить из предпосылки, что величины эти изменяются по параболе второго порядка[1].

МЕЖДУНАРОДНАЯ НОМЕНКЛАТУРА БОЛЕЗНЕЙ И ПРИЧИН СМЕРТИ[2]

Сравнительная статистика причин смерти при все ее интересе и значении и несмотря на обширный материал, дава мый официальной статистикой всех почти государств, являлась в известной мере является до сего времени одной из крайне недо статочно разработанных отраслей сравнительной демографии. О ной из главных причин этого служат существующие в отдельны государствах различия в группировке статистических данных причинах смерти, или, иными словами, отсутствие одной общепри нятой во всех государствах номенклатуры болезней и причи смерти. Ввиду очевидной важности этого вопроса уже давно дела лись попытки устранить встречающиеся при сравнительной обр ботке международных статистических данных о причинах смерт трудности, хотя бы постольку, поскольку они зависят от различи принятых в отдельных государствах схем статистической сводк этих данных. Первая попытка в этом направлении принадлежи

[1] Статья С. А. Новосельского была и остается актуальной, так как наличи различных методик построения таблиц смертности приводит к получению неодн наковых результатов. Метод же, предложенный академиком В. Я. Буняков ским, отличается приемами построения. Последователи В. Я. Буняковско были К. А. Андреев, В. И. Борткевич, Л. Бессер и К. Баллод. Советскую де мографию существенно обогатили своими работами в этой области С. А. Ново сельский, В. В. Паевский, М. В. Птуха, Ю. А. Корчак-Чепурковский, Б. С. Ястремский, Г. А. Баткис, А. Я. Боярский, А. М. Мерков, Б. Ц. Урланис и др. Широкие возможности использования ЭВМ для построения таблиц смертности позволяют сегодня в значительной степени видоизменять применяемые мате матико-статистические методы. — *Прим. ред.*

[2] Впервые напечатано в «Вестнике общественной гигиены, судебной и практической медицины» (1909, окт.; с. 1662—1688). Печатается с сокращением. Работа представляет большой теоретический интерес, особенно в связи с периодическим пересмотром международной статистической классификации болезней, травм и причин смерти, в частности, с предстоящим очередным пересмотром в 1978 г. — *Прим. ред.*

I Международному статистическому конгрессу (в Брюсселе в 1853 г.). Наряду с другими попытками к установлению однообразных приемов собирания и разработки статистических данных конгресс вынес постановление о необходимости выработки одной общей для всех государств международной номенклатуры болезней и поручил известному английскому статистику Фарру и д'Эспину, заведовавшему статистическим бюро Женевского кантона, выработать проект таковой номенклатуры. На II Международном статистическом конгрессе, состоявшемся в 1855 г. в Париже, Фарр и д'Эспин представили каждый по номенклатуре. Избранная для рассмотрения этих номенклатур комиссия остановилась на номенклатуре д'Эспина, и номенклатура эта в измененном виде была одобрена конгрессом. Однако дело объединения международной статистики причин смерти от этого мало подвинулось, и принятая конгрессом номенклатура в неизменном виде не была принята ни в одном государстве.

Вопрос был вновь поднят только в 1891 г. на общем собрании Международного статистического института в Вене (международные статистические конгрессы, как известно, прекратились с 1876 г.), и собрание поручило Ж. Бертильону, заведующему Парижским городским статистическим бюро, выработать и представить к следующей сессии института проект новой номенклатуры причин смерти. На следующей, Чикагской, сессии института в 1893 г. Бертильон представил 3 номенклатуры: подробную номенклатуру болезней, подробную номенклатуру причин смерти и краткую номенклатуру. Номенклатуры эти, в сущности, были составлены им еще в 1885 г. и с этого времени применялись в Парижском статистическом бюро. Все эти номенклатуры были одобрены сессией и разосланы для рассмотрения и обсуждения во всех административных статистических бюро отдельных государств.

Первый практический шаг к осуществлению пожеланий статистического института о принятии отдельными государствами одной общей номенклатуры болезней принадлежит Соединенным Штатам Америки, которые в лице американской ассоциации врачей и гигиенистов на очередном съезде ассоциации в Филадельфии в 1897 г. установили принять бертильоновскую номенклатуру, при условии пересмотра номенклатуры каждые десять лет и с тем, чтобы первый пересмотр имел место в Париже в 1900 г. Вслед за Соединенными Штатами бертильоновскую номенклатуру приняли многие городские статистические бюро как в Европе, так и Америке, а равно и некоторые государства, и Международный статистический институт на сессии в Христиании в 1899 г. вынес постановление о желательности введения бертильоновской номенклатуры всеми статистическими учреждениями Европы. Вместе с тем институт присоединился к мнению американского союза врачей о желательности пересмотра номенклатуры каждые десять лет. Основываясь на этом постановлении института, французское правительство созвало 18—21 августа 1900 г. в Париже Международную конференцию для окончательного соглашения о международ-

ной номенклатуре. В конференции приняли участие делегаты 26 государств. Конференция приняла с некоторыми изменениями бертильоновскую номенклатуру, причем делегаты обязались по возможности содействовать принятию номенклатуры в своих государствах с 1 января 1901 г. На конференции была также признана необходимость пересмотра номенклатуры каждые десять лет.

Созыв очередной конференции для пересмотра номенклатуры должен был состояться в 1910 г., но по некоторым соображениям и по просьбе Соединенных Штатов, где в 1910 г. предстояла все общая перепись населения, очередная конференция была перенесена на 1909 г. и состоялась 1—3 июля в Париже. Конференция установила новую редакцию международной номенклатуры, причем делегаты вновь обязались содействовать введению номенклатуры в своих государствах.

Я не имею намерения обсуждать и критиковать бертильоновскую номенклатуру. Ввиду ряда неустановившихся в медицине взглядов, существенных различий в воззрениях отдельных медицинских школ и постоянного прогресса медицинской науки идеальная номенклатура, могущая удовлетворить все вкусы, в настоящее время едва ли возможна. Практически же для статистики, науки, можно сказать, живущей сравнениями, бертильоновская номенклатура ценна уже в силу своего широкого распространения. Кроме ряда городов (более 100), номенклатура эта в настоящее время[1] принята для введения общегосударственной официальной статистики причин смерти следующими государствами: Бельгией, Голландией, Грецией, Испанией, Португалией, Францией, Соединенными Штатами, Бразилией, Аргентиной, Канадой, Кубой, Мексикой, Чили и др. Общее число населения всех государств и городов, применяющих международную номенклатуру, превышает 200 млн.

К СТАТИСТИКЕ И СОЦИАЛЬНОЙ ПАТОЛОГИИ ЗЛОКАЧЕСТВЕННЫХ НОВООБРАЗОВАНИЙ[2]

В составе умерших от злокачественных новообразований главная масса (около 92%) приходится на рак. Ввиду этого в дальнейшем изложении для краткости применяем термин «рак», понимая под этим термином злокачественные новообразования вообще. По большому распространению, в особенности же по высокой смертности, рак справедливо считается социальной болезнью. Действительно, роль рака как причины смерти в рабочем

[1] Статья написана в 1909 г. — *Прим. ред.*

[2] Впервые опубликовано в журнале «Вопросы онкологии» (1931, т. IV, кн. 3—4, с. 152—161).

Статья С. А. Новосельского представляет большой методологический интерес, являясь образцом санитарно-статистического анализа материалов смертности населения от злокачественных новообразований. Определенный интерес представляют для сопоставлений и публикуемые фактические данные — *Прим. ред.*

Возраст, лет	Общее число умерших		в том числе умерших от рака		Процент умерших от рака	
	мужчин	женщин	мужчин	женщин	мужчин	женщин
30—39	6 339	4 177	317	444	5,0	10,6
40—49	7 983	3 884	1 037	978	13,0	25,2
50—59	8 256	4 683	1 712	1 281	20,7	27,3
60—69	5 361	5 887	1 210	1 357	22,6	23,1
70 и выше	2 138	5 454	332	758	15,5	13,9
Итого	30 077	24 085	4 608	4 818	15,3	20,0

и старческом возрасте крайне велика. В Ленинграде за последние пять лет (1925—1929 гг.) из общего числа 54 162 умерших в возрасте выше 30 лет 9426, или 17,4%, умерло от рака. В отдельных возрастных группах роль рака как причины смерти еще значительнее, что видно из следующего сопоставления по данным для Ленинграда за 1925—1929 гг.

Из табл. 1 видно, что в возрасте 40—60 лет среди умерших женщин на рак приходится свыше 25%.

Основным и центральным вопросом статистики и социальной патологии рака является вопрос об увеличении раковой смертности с течением времени, точнее, вопрос о реальности этого увеличения. Увеличение общих коэффициентов смертности от рака почти во всех странах и местностях, где имеются наблюдения за достаточно продолжительный промежуток времени, является общеизвестным фактом, не вызывающим сомнений. Для примера ниже приводятся соответствующие данные для некоторых стран и крупных городов.

Таблица 2

Числа умерших от рака на 10 000 населения *

	1891—1893 гг.	1901—1903 гг.	1911—1913 гг.	1926—1928 гг. или ближайшие годы
Англия и Уэльс	7,0	8,5	10,2	14,0
Германия	6,0	7,6	9,0	12,5
Голландия	8,0	9,6	10,9	12,0
Лондон	7,7	9,8	11,3	14,2
Берлин	7,1	9,7	12,6	14,8
Париж	9,8	10,7	11,1	13,1
Будапешт	6,9	8,7	10,2	11,9
Вена	12,3	12,4	13,4	16,5
Стокгольм	11,3	11,9	12,6	14,2
Амстердам	9,0	10,2	11,7	12,3

* По материалам: „Annuaire statistique des grandes" villes, office permanent de L'Institut Intern. de Statistique. La Haye. 1927; „Internationale Übersichten b. Statistigen. Jahrbuch f. d. Deutsche Reich" за разные годы.

В отношении истолкования отмечаемого возрастания смертности мнения, как известно, разделяются. Часть исследователей склонна видеть в этом увеличении не реальный, действительный

факт, а лишь кажущееся явление, зависящее, с одной стороны, от увеличения с течением времени средней продолжительности жизни и повышения среди населения процента доживающих до пожилого и старческого «ракового» возраста, и с другой стороны, зависящее от улучшения и уточнения с течением времени диагностики раковых заболеваний.

Первое возражение против реальности увеличения раковой смертности, объясняющее возрастание общих коэффициентов изменениями возрастного состава населения, нетрудно проверить путем построения повозрастных стандартизованных коэффициентов. Построения эти показывают, что увеличение смертности от рака отмечается не только для общих коэффициентов, но и для повозрастных и стандартизованных, и, таким образом, указанное возражение против реальности увеличения раковой смертности отпадает.

Для примера ниже приводятся данные для Англии и Уэльса и для Ленинграда. В Англии стандартизованные коэффициенты изменялись следующим образом [1].

Числа умерших от рака в Англии на 10 000 населения при условии одинакового возрастного состава населения, соответствующего возрастному составу по переписи 1901 г.

Годы	Мужчины	Женщины
1871—1880	3,3	6,2
1881—1890	4,7	7,4
1891—1900	6,4	8,8
1901—1910	7,8	9,4
1911—1915	9,2	9,9
1916—1920	9,6	10,0

В Ленинграде абсолютные числа умерших и общие коэффициенты смертности от рака за последние годы [2] представляются в следующем виде.

Таблица 3

Числа умерших от рака в Ленинграде

	Абсолютные числа			На 10 000 населения		
	мужчин	женщин	всего	мужчин	женщин	всего
Среднее за 1910—1911 гг.	821	913	1 734	8,2	10,0	9,1
1925 г.	747	836	1 583	11,1	11,8	11,5
1926 г.	893	918	1 811	12,0	11,6	11,8
1927 г.	950	1 049	1 999	11,9	12,6	12,3
1928 г.	1 016	1 029	2 045	12,3	11,8	12,0
1929 г.	1 184	1 169	2 353	13,4	12,4	12,9

[1] *Newsholme A.* The elements of vital statistics. London, 1923, p. 489.

[2] Числа за прежние годы опубликованы в статье С. Новосельского «Смертность от рака в Ленинграде» (см.: «Бюллетень Ленинградского губстатотдела», 1925, № 13, с. 192—202).

Повозрастные коэффициенты раковой смертности в Ленинграде, исчисленные начиная с 30-летнего возраста для 1910—1911, 1925—1928 гг. и отдельно для 1929 г., составляют:

Таблица 4

Числа умерших от рака в Ленинграде на 10 000 населения данного пола и возраста

Возраст, лет	1910—1911 гг.		1925—1928 гг.		1929 г.	
	мужчин	женщин	мужчин	женщин	мужчин	женщин
30—39	3,4	5,8	4,2	5,8	5,1	5,5
40—49	17,6	19,1	19,9	20,7	22,4	19,1
50—59	60,7	38,7	59,6	39,7	67,0	39,7
60—69	99,4	66,7	127,9	65,7	132,5	75,7
70 и выше	101,0	81,1	145,8	91,6	192,0	88,9

Таким образом, смертность от рака в Ленинграде за последние годы повысилась для мужского пола во всех возрастных группах, причем особенно значительно в старческих возрастах; у женщин повышение выражено в меньшей степени, распространяясь преимущественно на более старшие возраста.

При стандартизации, принимая за стандарт возрастно-половой состав населения Ленинграда по переписи 1926 г., получаем следующие величины.

Числа умерших от рака в Ленинграде на 10 000 населения в возрасте выше 30 лет (при условии одинакового возрастного состава населения, соответствующего возрастному составу по переписи 1926 г.)

	Мужчины	Женщины	Оба пола
1910—1911 гг.	24,3	24,8	24,6
1925—1928 гг.	27,3	25,7	26,5
1929 г.	30,6	26,1	28,2

В общем, как показывают приведенные стандартизованные коэффициенты, раковая смертность в Ленинграде с 1910—1911 гг. по 1929 г. увеличилась в возрасте выше 30 лет в среднем для обоих полов на 15%, причем увеличение мужской смертности в несколько раз выше процента повышения женской смертности и составляет для мужчин 26%, а для женщин — 5%.

Второе возражение против реальности обнаруживаемого цифрами увеличения раковой смертности ставит это увеличение в зависимость от улучшающегося и совершенствующегося с течением времени прижизненного распознавания рака. Согласно этому взгляду рак в прежнее время гораздо чаще, чем в позднейшее время, оставался нераспознанным и раковые больные и умершие от рака при статистических сводках прежде значительно чаще, чем теперь, попадали в рубрику «неизвестных и неопределенных заболеваний» или же в иные неправильные или неточные рубрики (кахексия, старческий маразм и т. п.). Это возражение имеет основание, и, вне сомнения, обнаруживаемое цифрами резкое увеличение

смертности от рака некоторых внутренних органов частично зависит от улучшения диагностических методов. В настоящее время не представляется, однако, возможным признавать исключительно кажущимся и нереальным наблюдаемое повсеместно в течение последних 50—60 лет непрерывное из года в год увеличение числа смертей от рака. Не так уже из года в год совершенствуются диагностические методы, чтобы можно было сводить неуклонное возрастание раковой смертности на одну совершенствующуюся диагностику. Возражающие нередко при этом упускают из виду, что дело идет об умерших от рака, т. е. бывших обычно при жизни под длительным врачебным наблюдением, а после смерти во многих неясных случаях подвергавшихся патологоанатомическому вскрытию. Между тем улучшение с течением времени раковой диагностики идет в первую очередь по линии раннего, а не посмертного распознавания. Упускается из виду и немаловажное обстоятельство, что отмечается рост раковой смертности, несмотря на несомненные прогрессирующие успехи в деле лечения и излечения рака, и, таким образом, увеличение смертности, очевидно, говорит за то, что увеличивается заболеваемость раком, его распространение.

В качестве конкретного возражения против реальности увеличения раковой смертности уже многие десятки лет принято ссылаться, что увеличение это происходит исключительно за счет трудно распознаваемого рака внутренних органов и что смертность от «доступных», легко распознаваемых форм рака (полости рта, кожи, грудной железы и т. п.) не увеличивается. Несомненно, что смертность от рака внутренних органов растет в большей степени, чем смертность от «доступных» форм рака, и никто не оспаривает частичной зависимости этого явления от улучшающегося распознавания; однако ссылка, что легко распознаваемые формы рака не обнаруживают наклонности к возрастанию, не соответствует действительности. Для примера ниже приводятся коэффициенты смертности от рака полости рта для мужчин и грудной железы и кожи для женщин (в Северо-Американских Соединенных Штатах в 1900, 1910, 1920 и 1927 гг.).

Таблица 6

Число умерших в Северо-Американских Соединенных Штатах на 100 000 населения данного пола

Год	Рак кожи (женщины)	Рак полости рта (мужчины)	Рак грудной железы (женщины)
1900	1,4	2,9	10,0
1910	2,1	5,0	16,5
1920	2,1	5,9	19,8
1927	2,2	5,9	23,0

Едва ли можно серьезно утверждать, что распознавание кожного рака, рака грудной железы и полости рта в случаях, окончившихся смертью, сколько-нибудь существенно улучшилось за по-

следние 20—25 лет. Между тем смертность, например, от рака грудной железы в Соединенных Штатах за это время возросла в 2,5 раза. Необходимо вместе с тем подчеркнуть, что увеличение смертности от вышеприведенных «доступных» форм рака отмечается несмотря на то, что именно при этих формах рака современное лечение дает наиболее благоприятные результаты сравнительно с результатами при раке других органов.

Представляет интерес проследить изменения смертности от рака отдельных органов в Ленинграде. Ленинградская статистика причин смерти основана на врачебных свидетельствах о причинах смерти; ни один умерший в Ленинграде не может быть похоронен без регистрации и предъявления в загс врачебного свидетельства. При разработке этих свидетельств в статистических органах в случаях недостаточной определенности указанной причины смерти обычно наводятся справки и собираются дополнительные сведения у выдавших свидетельство врачей и лечебных учреждений. Материалы эти являются, таким образом, вполне удовлетворительными. Специально в отношении рака следует указать, что свыше половины умерших раковых больных в Ленинграде умирает в больницах; в 1925—1929 гг. умершие от рака в больницах по отношению к общему числу умерших от рака составляли 58%; в дореволюционные годы процент этот был еще выше, доходя в период 1901—1910 гг. до 66%. Высокий процент раковых больных, умирающих в больницах, подчеркивает надежность раковой диагностики и данных о раковой смертности в Ленинграде, тем более что в случаях сомнительности и неопределенности прижизненного диагноза умершие в больницах, за редкими исключениями, подвергаются вскрытию. За период 1901—1910 гг. из 9000 умерших от рака в больницах 4200, или 47%, были подвергнуты вскрытию.

Общие суммарные данные об умерших от рака и других злокачественных новообразований в Ленинграде в 1925—1929 гг. с распределением по группам органов согласно международной классификации причин смерти представляются в следующем виде:

Таблица 6

Число умерших от рака и других злокачественных опухолей в Ленинграде в 1925—1929 гг.

Первичная локализация опухоли	Мужчины		Женщины	
	человек	%	человек	%
Рот, губы, язык, нёбо, нёбная занавеска, челюсть	142	3,0	59	1,2
Глотка, желудок, пищевод, печень, желчный пузырь	3 173	66,2	2 442	48,8
Брюшина, кишки, прямая кишка	249	5,2	352	7,0
Женские половые органы	—	—	1 184	23,7
Грудная железа	2	0,1	235	4,7
Прочие органы	1 224	25,6	729	14,6
Итого	4 790	100,0	5 001	100,0

Среди умерших от рака преобладающее большинство случаев и у мужчин и у женщин приходится на рак пищеварительных органов. У женщин второе место по частоте занимает рак половых органов.

Для характеристики изменений величины смертности от рака отдельных органов в Ленинграде в нижеприводимой таблице сопоставлены абсолютные и относительные числа умерших от рака некоторых наиболее часто поражаемых органов за 1901—1910 и 1925—1929 гг. Приводимые числа относятся только к раку в тесном смысле слова, без других злокачественных новообразований, ввиду чего числа эти несколько отличаются от чисел предыдущей таблицы, относящихся ко всем злокачественным новообразованиям.

Таблица 7

Числа умерших от рака отдельных органов в Ленинграде

Первичная локализация опухоли	1901—1910 гг., человек	1925—1929 гг., человек	На 100 000 жителей		Коэффициент смертности в 1925—1929 гг. составляет (при условии принятия коэффициента смертности в 1901—1910 гг. за 100)
			1901—1910 гг.	1925—1929 гг.	
Язык, губы, полость рта (мужской пол)	162	90	1,8	2,3	128
Кожа	91	52	0,5	0,6	120
Пищевод	2 066	1 487	12,4	18,2	147
Желудок	4 821	3 413	28,8	41,8	145
Печень и желчный пузырь	1 208	655	7,2	8,0	111
Поджелудочная железа	178	127	1,1	1,6	145
Брюшина и кишечник (кроме прямой кишки)	563	352	3,4	4,3	126
Прямая кишка	238	193	1,4	2,4	167
Гортань	177	196	1,1	2,4	218
Легкие, бронхи, плевра	243	431	1,5	5,3	353
Мочевой пузырь	195	133	1,2	1,6	133
Предстательная железа	35	26	0,4	0,7	175
Грудная железа	412	232	5,3	5,5	104
Матка	2 022	1 035	25,9	24,7	95
Яичники и трубы	152	83	2,0	2,0	100
Влагалище и наружные женские половые органы	51	32	0,7	0,8	114

Приведенные в таблице коэффициенты исчислены для рака женской половой сферы и грудной железы по отношению к женскому населению, а для рака предстательной железы, языка, губы и полости рта — по отношению к мужскому населению. Числа для рака языка и полости рта приводятся только для мужского пола из-за очень малых чисел рака этих органов у женщин. Числа для рака всех остальных органов, приведенные в таблице, относятся к умершим обоего пола, а соответствующие коэффициенты вычислены суммарно для всего населения. В отношении первич-

вой локализации рака следует отметить, что в случаях рака нескольких органов первично пораженным органом принимался орган, показанный на врачебном свидетельстве о смерти первым по порядку. Данные о первичной локализации опухоли носят вообще несколько условный характер, так как при множественных метастазах и общем карциноматозе с точностью определить первично пораженный орган нередко затруднительно даже при патолого-анатомическом вскрытии.

Как видно из вышеприведенной таблицы, повышение смертности отмечается для рака всех органов, в том числе и таких, где об улучшении посмертной диагностики за последние 15—20 лет не может быть речи (язык, губы, кожа и т. п.). Единственное исключение составляет рак матки, где за период 1925—1929 гг. относительное число умерших было немного ниже (на 5%) числа за 1901—1910 гг.

Рассматривая приведенные данные в отношении отдельных внутренних органов с точки зрения реальности отмечаемого повышения смертности и возможной зависимости этого повышения от улучшенного распознавания, следует прежде всего констатировать отсутствие параллелизма между степенью повышения частоты рака отдельных органов и трудностью распознавания. Между тем очевидно, что улучшение распознавания в связи с совершенствующимися диагностическими методами (более широкое применение рентгеноскопии и т. п.) должно бы было в первую очередь и больше всего сказаться на увеличении цифр смертности от наиболее трудораспознаваемых форм рака. По степени увеличения относительных чисел умерших отдельные формы рака внутренних органов располагаются в следующем порядке: рак легких возрос на 253%, гортани — 118%, предстательной железы — 75%, прямой кишки — 67%, пищевода — 47%, желудка — 45%, поджелудочной железы — 45%, мочевого пузыря — 33%, брюшины и кишечника (кроме прямой кишки) — 26%, печени и желчного пузыря — на 11%.

Смертность от рака гортани и прямой кишки в Ленинграде увеличилась в бо́льшей степени, чем, например, смертность от рака поджелудочной железы, брюшины, кишечника, печени, желчного пузыря, желудка и т. д., хотя распознавание рака этих последних органов представляет бо́льшие трудности, чем распознавание рака гортани и прямой кишки. Если бы увеличение смертности зависело только от улучшения распознавания, то в бо́льшей степени, очевидно, должны были возрасти величины для более трудораспознаваемых форм рака. Вместе с тем следует еще раз подчеркнуть, что речь идет не о раннем распознавании рака, а о раке как причине смерти, т. е. о больных с резко выраженными прижизненными явлениями, находившихся длительное время под врачебным наблюдением и в немногих случаях подвергнутых после смерти патолого-анатомическому вскрытию.

Из вышеприведенных данных видно, что исключительно резко повысилась за последние годы смертность от рака легких. Здесь

весьма вероятно, что это увеличение в значительной мере зависит от улучшившегося за последние годы распознавания легочного рака. Однако сводить полностью увеличение смертности от рака легких к одной улучшенной диагностике едва ли возможно; учащение рака легких в послевоенные годы отмечается, как известно, почти во всех странах и притом не только клиницистами, но и патологоанатомами. И пора окончательно признать, что увеличение раковой смертности представляет вполне реальное явление, лишь частично зависящее от улучшения диагностических методов. Причем увеличивается смертность от рака почти всех органов, как трудно распознаваемых, так и легкораспознаваемых, неравномерно.

Что касается отмеченного выше некоторого понижения смертности от рака матки в Ленинграде, то возможно, что оно отчасти связано с успехами лечения маточного рака (оперативно, рентгеном и радием), отчасти же — с пониженнем рождаемости. Рак матки чаще наблюдается у рожавших вообще и у многорожавших в частности, чем у нерожавших, а рождаемость в Ленинграде, составляющая в 1901—1910 гг. 30,3 на 1000 населения, в 1925—1929 гг. упала до 24,9, т. е. снизилась на 20%.

Второй основной проблемой статистики и социальной патологии рака является вопрос о влиянии социально-экономических условий и, в частности, степени материального благосостояния на частоту рака. Исследований в этом отношении имеется очень мало, а результаты их отличаются значительной противоречивостью. По одним исследованиям различия социально-экономических условий оказывают весьма малое влияние на частоту рака, по другим — рак преобладает среди богатых и зажиточных буржуазных классов, а по третьим — рак чаще наблюдается среди пролетарских бедных классов населения.

В целях некоторого пополнения статистических материалов в этом отношении ниже приводятся соответственные построения, относящиеся к Ленинграду. Они основаны на обычно применяемом, так называемом топографическом, методе, при котором приводятся территориальные подразделения данной местности (обычно города) соответственно различным признакам, характеризующим экономический уровень населения образованных территориальных единиц. Определенные затем величины смертности населения этих территориальных единиц принимаются за выражение смертности в зависимости от экономического уровня и принятых степеней материального благосостояния. Бо́льшая и ме́ньшая надежность результатов при этом способе определяется в первую очередь степенью совпадения экономической дифференциации населения с территориальным его распределением в данном городе. Чем больше население города экономически дифференцировано вообще и чем больше экономически различные группы обособлены территориально, тем получаемые результаты ближе к действительности.

Ввиду этого для построений были использованы не современные ленинградские материалы, а дореволюционные данные для б. Петербурга за годы, примыкающие к городской переписи населения, домов и квартир 1910 г. (1909—1912 гг.). Ленинградское население того времени было, понятно, экономически гораздо более дифференцировано, чем современное ленинградское население, и расселено более неравномерно в смысле преобладания в отдельных частях города буржуазных или пролетарских элементов. Имевшиеся в б. Петербурге 48 административных участков были сведены в семь групп по совокупности ряда признаков характеризующих экономические и бытовые условия, а также социальный состав населения. Признаки были выбраны следующие: 1) процент лиц наемного труда среди самодеятельного промыслового населения; 2) число личной прислуги; 3) средняя годовая плата за квартиру; 4) среднее число жителей на одну комнату. Признаки эти для образованных групп участков и коэффициенты смертности от рака для этих групп населения сопоставлены в табл. 8. В целях сравнения в таблице приведены и коэффициенты смертности от туберкулеза, при котором влияние социально-экономических условий на смертность выражено вполне ясно и отчетливо. Ввиду различий возрастного и полового состава населения образованных групп коэффициенты смертности стандартизованы по возрастно-половому составу всего населения б. Петербурга по переписи 1910 г.

Таблица 8

Влияние социально-экономических условий на смертность от рака и легочного туберкулеза. Петербург, 1910—1912 гг.

	Группы участков						
	I (богатые)	II	III	IV	V	VI	VII (бедные)
Процент лиц наемного труда среди самодеятельного промыслового населения	74,2	75,4	78,8	83,3	87,2	89,3	91,8
Число личной прислуги на 100 самодеятельных	34,7	29,9	19,9	13,2	8,9	5,4	4,0
Средняя годовая плата за квартиру, руб.	933	745	536	430	353	213	190
Среднее число жителей на одну комнату	1,50	1,57	2,06	2,26	2,64	2,91	3,30
Число умерших от рака и других злокачественных новообразований на 10 000 жителей (стандартный коэффициент)	7,3	7,5	8,8	8,9	9,3	9,3	8,5
Число умерших от туберкулеза легких на 10 000 жителей (стандартный коэффициент)	12,9	13,5	22,9	25,0	28,6	31,8	35,0

По мере увеличения процента лиц наемного труда, живущих в данной группе участков, увеличения среднего числа жильцов на одну комнату и уменьшения относительного количества личной прислуги и средней платы за квартиру, т. е. по мере перехода от участков с преобладанием зажиточного населения к участкам с преобладанием бедного населения, смертность от туберкулеза непрерывно возрастает и в наиболее бедной группе участков почти в 3 раза выше, чем в наиболее зажиточной группе.

Иначе происходят изменения смертности от рака. Смертность при переходе от богатых к бедным группам участков возрастает крайне медленно, неправильно, с перерывами и в наиболее бедной группе лишь незначительно превышает смертность наиболее зажиточной группы. Эти малые различия величин смертности от рака в различных социальных группах, вероятнее всего, указывают на то, что и бедным и богатым свойственны некоторые специфические вредные моменты, способствующие развитию рака. Для бедного населения в качестве примеров таких вредных моментов можно указать на вероятную роль профессиональных вредностей, чрезмерно высокой рождаемости, плохого питания тяжелой, трудно перевариваемой пищей, неудовлетворительных жилищных условий и т. п. Для зажиточных групп населения в качестве предрасполагающих к раку моментов могут иметь значение обильное и чрезмерное питание животными белками, вялый обмен в связи с сидячим образом жизни и т. п. Вместе с тем изучение влияния различных экономических условий на частоту рака вообще, без разделения по отдельным органам, является, по-видимому, недостаточным; имеется много оснований предполагать, что влияние это различно для разной локализации рака. Например, имеющиеся, хотя и малочисленные, исследования в отношении рака матки и грудной железы показывают, что рак матки чаще наблюдается среди бедных классов, а рак грудной железы, наоборот, среди зажиточных. Объяснение такого факта следует, по-видимому, искать в обычно повышенной рождаемости бедных классов и пониженной рождаемости богатых и зажиточных. Подтверждением этого предположения могут служить существующие значительные различия в частоте рака матки и грудной железы среди замужних и незамужних женщин. В Ленинграде, например, в 1925—1928 гг. стандартизованные коэффициенты смертности от рака матки и грудной железы составляли [1]:

На 100 000 женщин в возрасте выше 30 лет умерло в Ленинграде в 1925—1928 гг.

	Замужние и бывшие замужем	Незамужние
От рака матки . . .	56,3	29,3
От рака грудной железы	12,2	20,9

[1] См.: Новосельский С. О связи рака женской половой сферы с семейным состоянием женщин. — «Врач. газ.», 1930, № 5.

Рак матки, таким образом, значительно чаще наблюдается среди замужних, т. е. в большинстве случаев рожавших, чем у незамужних, т. е. в большинстве случаев нерожавших; наоборот, рак грудной железы чаще встречается у незамужних, чем у замужних.

Вопрос о влиянии социально-экономических условий на частоту рака подлежит дальнейшему изучению и притом не суммарно в отношении рака вообще, а в отношении рака отдельных органов.

Резюмируя изложенное, можно сделать следующие выводы:

1) основными проблемами статистики и социальной патологии рака и других злокачественных новообразований является вопрос об увеличении раковой смертности и заболеваемости, а также вопрос о влиянии социально-экономических условий на частоту рака;

2) увеличение заболеваемости и смертности от рака следует признать вполне реальным явлением, которое не может быть объяснено ни изменениями возрастного состава населения, ни улучшением диагностики рака;

3) влияние социально-экономических условий на частоту рака различно для рака разной локализации, ввиду чего изучение этого вопроса должно основываться не на суммарных данных о раке вообще, а с дифференциацией первично пораженных органов.

ВЫЖИВАЕМОСТЬ ДОПРИЗЫВНОГО ВОЗРАСТА В РОССИИ[1]

Данные воинских присутствий представляют недурной материал для оценки физического развития и санитарного состояния населения. В число различных элементов, подлежащих изучению в этих материалах, таких, как рост и обхват груди призывников, процент забракованных и т. д., входит и определение так называемого коэффициента выживания допризывного возраста.

Начиная с введения всеобщей воинской повинности до 1893 г. призыву подлежали лица, достигшие 20 лет в течение года, предшествующего призывному, а с 1893 г. до 1913 г. — лица, которым к 1 октября призывного года минул 21 год. С 1913 г. был восстановлен прежний порядок, бывший до 1893 г. Согласно этому порядку молодые люди призыва какого-нибудь X-го года, очевидно, все родились в $(X-21)$-м году. Если, с одной стороны, известное число молодых людей призывного возраста в X-м году, которое обозначим через PX, а с другой стороны, известное число родив-

---

[1] Впервые опубликовано в журнале «Общественный врач» (1915, № 7—8, с 418—428) Публикуется с сокращениями. Приводимая С. А. Новосельским методика и полученные данные о выживаемости допризывного возраста в дореволюционной России могут быть использованы в исследованиях состояния здоровья населения СССР и для соответствующих сравнений и сопоставлений. — *Прим. ред*

шихся (—21)-го года, которое обозначим через N ($X-21$), то при делении первого числа на второе получается число доживающих до призывного возраста из единицы родившихся. Ввиду того, что сведения о числе лиц, подлежащих призыву, приурочиваются к моменту набора, производимого в конце года, то очевидно, что лица призывного возраста находятся в возрастных пределах, из которых низший близок к 21 году (несколько меньше), а высший — к 22 годам (также несколько меньше). Отношение $\frac{PX}{N(X-21)}$ можно, таким образом, рассматривать как число доживающих из единицы родившихся до некоторого промежуточного возраста между 21 и 22 годами. Согласно порядку, установленному за время с 1893 по 1913 г., указанное отношение, очевидно, видоизменяется в $\frac{PX}{N(1\text{окт. }X-22\text{ по }1\text{окт. }X-21)}$ и лица призывного возраста находятся в возрасте, более точно соответствующем среднему арифметическому из 21 и 22.

Указанные отношения, которые называют *коэффициентом выживания допризывного возраста*, представляют, таким образом, своеобразную таблицу смертности, а именно величину, обозначенную в таблицах смертности символом l_x, но только для одного определенного возраста и для одного мужского пола.

Определение коэффициентов выживания осуществлено для 47 губерний Европейской России. Необходимые цифровые данные о родившихся взяты из изданий центрального статистического комитета, а данные о призывниках — из отчетов Управления главного врачебного инспектора, которое получает отчетные данные о призывниках непосредственно от воинских присутствий. Для определения выживаемости взяты данные о призывниках 1908—1909 гг., которые были сопоставлены с цифрами родившихся мальчиков с 1 октября 1886 г. по 1 октября 1888 г.

При абсолютной полноте и точности данных о родившихся, наличности полных и точных сведений о всех лицах, достигших призывного возраста, и отсутствии эмиграции и иммиграции в данной местности вышеуказанный коэффициент представлял бы идеально точную величину для определения порядка вымирания мужского населения допризывного возраста. В действительности, однако, имеющиеся материалы далеки от безусловной точности и небезукоризненны.

В 47 губерниях Европейской России (без Астраханской, Оренбургской и Донской области) за время с 1 октября 1886 г. по 1 октября 1888 г. зарегистрировано 3 982 173 родившихся мужского пола. В этих же губерниях по отчетам воинских присутствий при призывах 1908 и 1909 гг. состояло молодых людей призывного возраста 1 896 083. Предполагая, что эти изменения в численном составе произошли только вследствие смертности, находим, что из 1000 родившихся дожило до призывного возраста 476. Чтобы оценить значение этой величины, ниже сопоставлены числа доживающих мужского пола до возраста 21,5 года в западноевропейских

государствах по имеющимся для отдельных государств таблицам смертности[1]. Таблицы смертности в настоящее время, как известно, вычисляются исключительно из совокупностей живущих по переписи и умерших за определенное время и представляют не действительно наблюдаемый порядок вымирания данной группы родившихся, а тот, в котором вымирала бы некоторая фиктивная масса родившихся, если бы смертность в последовательных стадиях возраста этой массы была равна смертности, наблюдавшейся за взятый период времени. Коэффициент же выживаемости допризывного возраста представляет собой до известной степени действительно наблюдаемый порядок вымирания до 21,5 года реальной массы родившихся. Приводимые величины поэтому не вполне сравнимы с русским коэффициентом (для приблизительного сравнения эти величины, впрочем, вполне пригодны). Цифры, приведенные в скобках, указывают период времени, за который вычислены таблицы смертности для данных государств.

	На 1000 родившихся мужского пола доживает до 21,5 года
Европейская Россия	476
Австрия (1900—1901 гг.)	625
Германия (1891—1900 гг.)	645
Италия (1899—1902 гг.)	659
Англия и Уэльс (1891—1900 гг.) . . .	707
Голландия (1890—1899 гг.)	711
Бельгия (1891—1900 гг.)	716
Франция (1898—1903 гг.)	722
Дания (1895—1900 гг.)	760
Норвегия (1891—1900 гг.)	765
Швеция (1891—1900 гг.)	766

Здесь же наглядно показано, насколько отражается высокая детская и юношеская смертность на таких практических и жизненных (при современных условиях) интересах страны, как ее оборона.

Для лучшего обозрения в таблице отдельные губернии расположены в нисходящем порядке по величине выживаемости допризывного возраста. В той же таблице приведены по отдельным губерниям величины выживания до 1 года, т. е. отношение разности чисел родившихся и умерших в возрасте до 1 года к числу родившихся, и величины выживания переживших 1-й год жизни допризывного возраста, т. е. отношение числа призывников к разности чисел родившихся и умерших в возрасте до 1 года.

Распределение губерний Европейской России по величине выживаемости допризывного возраста соответствует распределению их по величине детской и общей смертности. Наименьшие величины

[1] Эти таблицы смертности помещены в Statistique internationale du mouvement de la population. Stat. Generale de la France. Paris, 1907.

Губернии	Из 1000 родившихся с 1. 10. 1886 г. по 1. 10. 1888 г. дожило до призывного возраста	Из 1000 родившихся с 1. 10. 1886 г. по 1. 10. 1888 г. дожило до 1 года	Из 1000 доживших до 1 года дожило до призывного возраста
Курляндская	667	831	803
Эстляндская	653	814	802
Виленская	612	853	717
Могилевская	610	802	761
Минская	605	813	744
Архангельская	583	764	763
Витебская	582	803	725
Гродненская	566	818	692
Ковенская	565	821	688
Новгородская	562	715	786
Бессарабская	553	829	667
Волынская	547	796	687
Подольская	538	827	651
Таврическая	538	818	658
Вологодская	534	697	766
Псковская	521	695	749
Уфимская	515	746	690
Тверская	507	646	785
Киевская	504	783	644
Ярославская	499	691	722
Полтавская	496	782	630
Петроградская (без Петрограда)	488	642	760
Рязанская	485	720	674
Херсонская	483	831	581
Смоленская	481	674	714
Калужская	478	662	722
Екатеринославская	477	833	573
Казанская	475	723	657
Черниговская	475	749	634
Курская	470	794	592
Харьковская	469	777	604
Олонецкая	465	675	689
Костромская	464	654	709
Московская (без Москвы)	442	644	686
Тамбовская	440	723	608
Симбирская	440	675	652
Орловская	437	699	625
Тульская	435	730	596
Воронежская	430	708	607
Владимирская	426	631	675
Вятская	426	631	675
Саратовская	412	674	611
Пензенская	398	650	612
Нижегородская	382	576	663
Пермская	382	539	708
Самарская	376	692	543
Среднее	476	725	657

выживаемости дают губернии восточные — поволжские и приуральские, губернии центрального земледельческого района; наибольшие величины получаются для губерний прибалтийских и северо-западных. Заслуживает быть отмеченным, что и из этих наиболее благополучных губерний только две (Курляндская и Эстляндская) дают величины выживаемости несколько бо́льшие, чем, например, в Австрии, принадлежащей к числу государств с наиболее высокой смертностью; во всех же остальных губерниях коэффициент выживаемости ниже, чем в Австрии.

В преобладающем большинстве губерний выживаемость до 1 года выше выживаемости допризывного возраста переживших 1 год. Исключение составляют губернии с крайне высокой смертностью грудных детей: Пермская, Нижегородская, Вятская, Владимирская, Олонецкая и губерния с питомническим промыслом. Величина выживаемости переживших 1 год связана главным образом со смертностью в возрасте 1—5 лет, зависящей, как известно, преимущественно от детских инфекций. Из таблицы видно, что наиболее неблагоприятными в этом отношении являются губернии южные, особенно Екатеринославская, Херсонская, Харьковская, Полтавская, Черниговская, а также и губернии центрального земледельческого района.

Выживаемость родившихся допризывного возраста обусловливается высокой смертностью в возрасте до 5 лет. Таким образом, хотя смертность в России за последние 10—15 лет несколько понизилась, это пока не могло сказаться на величинах выживаемости. В 1890—1892 гг. коэффициенты выживания в 47 губерниях Европейской России составили 458 из 1000 родившихся, в 1904—1905 гг. — 461, в 1906—1907 гг. — 465, в 1908—1909 гг. — 476. В 1910—1912 гг. в связи с высокой смертностью в начале 90-х годов прошлого столетия данный коэффициент понизился до 446.

Стойкое понижение смертности и повышение выживаемости допризывного возраста помимо других факторов неразрывно связано с подъемом культурного уровня населения. В этом отношении те же данные воинских присутствий свидетельствуют о некотором успехе, как это видно из понижения за последние годы процента неграмотных среди принятых на военную службу:

Год	Процент неграмотных среди принятых на военную службу	Год	Процент неграмотных среди принятых на военную службу
1903	60,5	1908	40,4
1904	60,1	1909	38,3
1905	58,6	1910	37,4
1906	54,0	1911	35,7
1907	46,8	1912	32,2

Остается пожелать, чтобы это понижение шло в более быстром темпе и чтобы темп не обнаруживал того замедления, которое усматривается из цифр самых последних лет начиная с 1908 г.

ВЛИЯНИЕ ПОРЯДКА РОДОВ И ПОРЯДКА БЕРЕМЕННОСТИ НА ВЕС НОВОРОЖДЕННЫХ [1]

Как известно, вес новорожденных у первородящих матерей значительно ниже веса детей у повторнородящих. Зависит это, по-видимому, от худших условий внутриутробного существования плода у первородящих сравнительно с повторнородящими в связи с приспособлением материнского организма к лучшему питанию плода при повторной беременности (улучшение плацентарного кровообращения и т. п.).

При изучении этого вопроса нередко упускается из виду, что состав первородящих женщин различен в отношении содержания большего или меньшего количества первобеременных и повторнобеременных. Число повторнобеременных в составе первородящих может быть очень велико. В Ленинграде, например, до декрета 1936 г. о запрещении производства абортов наблюдались случаи, когда число предыдущих беременностей у первородящих доходило до 15. Между тем вопрос о связи веса новорожденного с числом беременностей, не закончившихся родоразрешением, представляет интерес для уяснения, происходит ли повышение веса новорожденных у повторнородящих только в зависимости от беременностей, закончившихся родами, или также и от беременностей, родами не закончившихся.

В литературе вопрос этот почти не затронут. Касаются этого вопроса Л. Н. Адамович и Р. Я. Миттельман [2], подходя, однако, к нему несколько упрощенным образом. Авторы сопоставляют ряды распределения по весу новорожденных у первородящих первобеременных и у первородящих повторнобеременных, причем складываются вместе величины веса новорожденных, доношенных и недоношенных, от одноплодных и многоплодных родов, мальчиков и девочек при интервале величины веса в 500 г. Из сравнения процентных отношений обоих распределений авторы делают такой категорический вывод: «Таким образом, интересующий нас вопрос разрешен: первородящая, но повторнобеременная мать в отношении веса новорожденного находится в таких же условиях, как и повторнородящая женщина». Иными словами, авторы утверждают, что повышенный вес новорожденных при повторных беременностях и родах обусловливается фактором предыдущей беременности, безразлично, закончилась ли беременность родами или нет.

В целях более точного рассмотрения этого вопроса приводятся разработанные под нашим руководством соответствующие данные о среднем весе новорожденных в Ленинграде в 1935 г. (до за-

---

[1] Опубликовано в кн.: Вопросы педиатрии в дни блокады Ленинграда. Л., 1944. – *Прим. ред.*

[2] См.: *Адамович Л. Н.* и *Миттельман Р. Я.* Вес и рост новорожденного по данным Ленинградского института ОММ. — «Вопросы педиатрии», 1935, т. VIII, № 2, с. 115—124.

прещения абортов) по материалам статистических карт родовспоможения, собранных из всех ленинградских родильных домов и родильных отделений больниц.

Ниже сопоставлены величины среднего веса доношенных одноплодных новорожденных, у матерей которых порядок беременности совпадал с порядком родов, т. е. бывшие беременности закончились родами. Средний вес всюду приводится со средней его ошибкой.

Наибольшие различия в весе имеются между новорожденными при первой беременности и первых родах и новорожденными при второй беременности и вторых родах. Для остальных порядковых номеров беременностей и родов различия, принимая во внимание величину средних ошибок, могут считаться более или менее случайными.

Разность между средним весом новорожденных у беременных во второй раз и родящих во второй раз и средним весом новорожденных у первородящих первобеременных, как видно из табл. 1, составляет для мальчиков 186±10,65 г, для девочек — 150± 10,02 г.

Таблица 1

Средний вес новорожденных

Порядковый номер беременности и родов	Средний вес новорожденных, г		Число наблюдений	
	мальчики	девочки	мальчики	девочки
1	3 298 ± 4,53	3 208 ± 4,36	7 770	7 040
2	3 484 ± 9,64	3 358 ± 9,02	2 145	1 959
3	3 566 ± 15,33	3 417 ± 15,05	823	708
4	3 584 ± 24,27	3 435 ± 20,25	405	370
5	3 565 ± 29,84	3 512 ± 30,03	223	199
6	3 606 ± 36,01	3 462 ± 34,28	139	156
7	3 526 ± 40,37	3 524 ± 47,62	107	91
8 и больше	3 601 ± 28,38	3 498 ± 27,69	328	263

Для исследования вопроса о влиянии на вес новорожденных порядка беременностей, не закончившихся родами, далее приводятся исчисленные по тем же ленинградским материалам 1935 г. величины среднего веса доношенных одноплодных новорожденных у первородящих матерей в связи с различным количеством предыдущих беременностей.

И здесь, принимая во внимание средние ошибки, подлежит сравнению только средний вес новорожденных при первой и при второй беременности, так как различия в весе новорожденных при последующих беременностях могут быть признаны случайными.

Разность между средним весом новорожденных у первородящих, беременных во второй раз, и у первородящих, беременных в первый раз, составляет для мальчиков 74±10 42 г, для девочек — 56±9,92 г.

Таблица 2

Средний вес новорожденных у первородящих матерей

Порядок беременности	Средний вес новорожденных, г		Число наблюдений	
	мальчики	девочки	мальчики	девочки
1	3 298 ± 4,53	3 208 ± 4,36	7 770	7 040
2	3 372 ± 9,39	3 264 ± 8,92	1 942	1 741
3	3 395 ± 14,65	3 296 ± 14,20	766	699
4	3 424 ± 25,76	3 309 ± 24,29	264	242
5	3 413 ± 44,99	3 271 ± 42,99	90	102
6	3 523 ± 69,93	3 247 ± 65,67	26	34
7	3 426 ± 90,99	3 342 ± 90,00	19	19
8 и больше	3 546 ± 95,30	3 274 ± 103,75	13	23

Разности эти почти в 3 раза меньше приведенных выше разностей среднего веса детей у вторичнородящих, беременных во второй раз, и первородящих первобеременных. Вместе с тем разности эти все же в несколько раз превышают свои средние ошибки и не могут считаться случайными.

Таким образом, следует признать, что повышение веса новорожденных у повторнородящих матерей, т. е. приспособление материнского организма к лучшему питанию плода, происходит частично в зависимости от факта беременности, хотя бы и не закончившейся родами. Это приспособление, однако, происходит гораздо более интенсивно, если беременность заканчивается родами. Повышение веса новорожденных при повторных беременностях у первородящих матерей выражено в гораздо меньшей степени, чем повышение веса при повторных беременностях у повторнородящих, и утверждение Л. Н. Адамович и Р. Я. Миттельман, что повышение это выражено в одинаковой степени, не может считаться правильным.

ОБ ОРГАНИЗАЦИИ ГОСУДАРСТВЕННОЙ САНИТАРНОЙ СТАТИСТИКИ [1]

В отличие от других отраслей практической статистики санитарная статистика в международном отношении не является достаточно определенным и однородным понятием. Не установилось в этом отношении даже однородной терминологии, и название «санитарная статистика» пользуется правом гражданства, кроме России, только во Франции, Италии и Испании; в Германии, Австрии и Скандинавских странах предпочтительно применяется

[1] Впервые опубликовано в журнале «Общественный врач» (1917, № 9, 10, с. 343—349). Печатается с сокращениями. Статья имеет большой интерес в связи с изучением истории становления советской государственной санитарной статистики. — *Прим. ред.*

термин «медицинская статистика», а в Англии и Соединенных Штатах — термин «статистика жизненности» (Vital Statistics) или реже — «статистика здоровья» (Health Statistics). Что касается материального содержания этой отрасли статистики, то оно является в Западной Европе более узким, чем содержание «санитарной статистики», как оно определилось в России в общественной, в частности в земской, медицине. Центром западноевропейской санитарной статистики является исключительно статистика причин смерти, а, например, статистика заболеваемости населения нигде, кроме России, не существует. И это вполне понятно, если иметь в виду, что санитарная статистика связана с существующей организацией медицинского дела и врачебной помощи населению. В Западной Европе преобладающая масса населения стоит вне какой-либо общественно-организационной или государственной медицинской помощи, пользуясь преимущественно услугами вольнопрактикующих врачей, и общественная или государственная организация врачебной помощи распространяется лишь на некоторые группы населения (армия, рабочие, заключенные и т. п.). В России мы имеем общественную организацию врачебной помощи всему населению, а так как статистика заболеваемости пока не мыслится вне такой общественной организации, то только в России мы и имеем такого рода статистику. В Западной Европе организованная врачебная помощь распространяется лишь на отдельные группы и только для этих групп и существует статистика заболеваемости. Развитое санитарное законодательство, обилие врачей, большая плотность населения, сосредоточение населения в городах — все эти существующие в Западной Европе условия благоприятствуют развитию статистики причин смерти; в земледельческой же России с ее ничтожной плотностью населения, низким процентом горожан, недостатком врачей, почти полным отсутствием санитарного законодательства статистика причин смерти находится в зачаточном состоянии.

Вышесказанным мы имеем в виду подчеркнуть тесную связь санитарной статистики с существующей организацией медицинского дела в стране. В России медицинское дело и санитарная статистика возникли и развивались преимущественно трудами местных общественных учреждений; дореволюционное правительство во врачебно-санитарной области ограничивалось лишь плохим подражанием созданным общественной медициной образцам, причем вся система официальной медицины и статистики была совершенно изолирована от санитарной статистической деятельности местных учреждений. В настоящее время очевидно, что успешная деятельность государственного медицинского центра в области государственной санитарной статистики всецело обусловливается сотрудничеством и объединением с местными общественными санитарными и санитарно-статистическими организациями.

Санитарная статистика представляет основу практической санитарной деятельности, без которой невозможно правильное определение общественного здоровья, невозможны рациональные сани-

тарные мероприятия, своевременное их применение и правильная оценка их полезности; без постоянного точного учета невозможна и планомерная организация врачебной и больничной помощи населению. Ясно, что местные самоуправления, на обязанности которых лежит организация всего врачебно-санитарного дела на местах, для осуществления надлежащего попечения о народном здравии должны располагать всеми необходимыми статистическими данными по врачебно-санитарной части, собирать эти сведения и разрабатывать их. Это ставит на вполне конкретную почву вопрос об объединении общественной и государственной санитарной статистики и вопрос о местных государственных статистических органах. Совершенно излишними становятся какие-либо особые местные правительственные статистические органы, если на местах имеются общеизвестные с надлежащей компетенцией и специально заинтересованные в деле санитарной статистики организации. Далеко не везде, даже в староземских губерниях, не говоря уже о губерниях и областях с только что созданным местным самоуправлением, имеются эти специальные санитарно-статистические органы, но повсеместное создание их, диктуемое настоятельной государственной и общественной необходимостью, не должно заставлять себя ждать.

Несмотря на коренные преобразования местного самоуправления, надлежащая местная организация санитарной статистики в связи с моголетним земским опытом трудно мыслится вне губернской организации — создания санитарно-статистических бюро губернских земств. Возможно и вероятно, что жизнь внесет те или другие коррективы в эту организацию; во всяком случае, с точки зрения государственной санитарной статистики, приходится пока категорически высказаться за необходимость сохранения как в старых, так и во вновь создаваемых санитарных организациях губернского строя санитарной статистики и за систему централизованной сводки на местах.

Иначе обстоит дело в центре. Как ни велики преимущества и удобства централизованной сводки и в техническом и в методологическом отношении, тем не менее и по мотивам, вытекающим из исторического развития русской общественной санитарной статистики, и в связи с той первенствующей ролью, какая должна принадлежать органам самоуправления в области охранения общественного здоровья и управления врачебно-санитарным делом на местах, правительственной центральной организации приходится отказаться от принципа строгой централизации статистики. Государственная централизация санитарно-статистического дела неизбежно повела бы или к излишней двойной разработке одних и тех же данных и на местах и в центре, или свела бы роль местных санитарно-статистических организаций к чисто исполнительным функциям механического собирания материалов и передачи их в центр. Очевидно, что органы самоуправления не могут отказаться от детальной и всесторонней разработки собранных ими данных без явного ущерба для планомерности принимаемых ими ме-

роприятий, так как защита населения от влияния вредных для здоровья факторов требует прежде всего надлежащей осведомленности относительно состояния здоровья населения в данной местности и тех условий, в которых оно определяется. Все санитарные мероприятия только тогда и целесообразны, когда основываются на ясных цифровых признаках их необходимости. Предложенная децентрализация государственной санитарной статистики не исключает возможности и даже необходимости централизации таких ее отраслей, как специальная больничная статистика, например психиатрическая, и даже больничная статистика вообще, статистика специальных болезней и т. д.

При возложении общегосударственных функций в области санитарной статистики на местные общественные организации эти последние, естественно, не приходится рассматривать как чисто исполнительные органы. Коллегиальное обсуждение основ и форм отчетности, регистрации и разработки собираемых данных является непременным условием плодотворности и успешности совместной статистической работы общественных и государственных организаций.

Статистическая деятельность санитарно-статистического центра слагается из организационных и статистических функций. В области организационной на первом месте стоят работы по составлению законопроектов в целях урегулирования надлежащей постановки санитарно-статистического дела в стране. Статистика по своему существу связана с началом принудительности в смысле обязательности доставления отдельными лицами и учреждениями тех или иных сведений, подчинения определенным формам в доставлении сведений, подчинения установленным срокам и т. п. При организации статистики на новых началах необходимо точно, путем издания специального закона, определить взаимоотношения в этой области, права и обязанности общественных и правительственных органов, а также точно и определенно установить лежащие на врачебно-санитарных и иных учреждениях и медицинском персонале обязанности по санитарно-статистической части. Далее, в первую очередь должны быть проведены в жизнь законы о врачебной регистрации причин смерти, регистрации социальных болезней, регистрации врачей и прочего медицинского персонала; пересмотрены все относящиеся к санитарной статистике устарелые статьи врачебного Устава.

Статистика естественного движения населения имеет первостепенное значение для санитарной статистики, поэтому правительственная санитарно-статистическая организация должна принять живейшее участие в предстоящей коренной реформе законов об актах состояний. Кроме этих работ законодательного характера, правительственный центр, очевидно, должен взять на себя, но в сотрудничестве с местными организациями, работы по согласованию и объединению статистической методологии, производство обобщающих статистических работ и исследований как для

общегосударственных целей, так и для надобностей местных организаций, и всяческую инициативу, консультацию и содействие правильной постановке и развитию дела санитарной статистики на местах.

Статистическая деятельность центра, естественно, распространяется на все главные отрасли санитарной статистики, которые схематически определялись в общественной санитарной работе как статистика медицинской помощи и статистика санитарного состояния населения. Эта последняя распадается на три основных части: статистику естественного движения населения, статистику физического развития населения и статистику болезненности населения.

Что касается статистики естественного движения населения, то при всей первостепенной важности ее для государственного санитарно-статистического центра, он, однако, не должен претендовать на ее монополизацию, но должен прийти в этом отношении к определенному соглашению с общим центральным статистическим органом государства, так как статистика движения населения не может оставаться вне круга деятельности этого последнего. Иначе обстоит дело на местах. Здесь нет никаких оснований к передаче и даже разделению статистики естественного движения населения между органами общей и органами санитарной статистики, и статистика эта должна быть полностью и всецело передана в ведение санитарных бюро, как наиболее заинтересованных в этом деле, конечно, при условии надлежащего оборудования этих бюро в смысле достаточного количества рабочего персонала и должной компетенции руководителей.

В области статистики болезненности населения наибольшее значение для государства имеет надлежаще поставленная статистика заразных и социальных болезней и госпитальная статистика как общая, так и специальная (например, психиатрическая). Статистика общей болезненности населения, по амбулаторным данным, является преимущественно сферой местной санитарной статистики, но не государственной статистики. Правильная постановка статистики болезненности непрерывно связана с карточной регистрацией и централизованной сводкой. Если иметь в виду, что при осуществлении этой системы государственному статистическому центру пришлось бы ежегодно разрабатывать материал в количестве свыше 100 миллионов карточек, то невольно возникает вопрос: окупились ли бы необходимые для этой цели колоссальные затраты денежных средств и труда достаточно важными научными и практическими приобретениями для государства? Ответ на этот вопрос едва ли может быть положительным.

Статистика общей болезненности, как она развивалась в русской общественной медицине, отвечает местным потребностям детального изучения санитарного состояния населения в зависимости от местных особенностей и условий жизни населения. Статистика эта не может быть неподвижной и уже в настоящее время эволюционирует, вступая с пути сплошного постоянного исследования на

путь исследования выборочного, дифференциации и отбора. Единственно доступное для государственной статистики сплошное исследование могло бы, в сущности, только подтвердить в очень больших цифрах уже установленные трудами земской санитарной статистики закономерности массовой патологии. Очевидно, что при таких условиях и принимая во внимание необходимость больших денежных средств со стороны государства, нельзя не высказаться против включения статистики общей болезненности в круг деятельности государственной санитарной статистики. Сказанным, конечно, не исключается периодическое (каждые 5—10 лет) производство исследований государственным центром, обобщающих местные работы по общей болезненности.

Нет никаких оснований и для сохранения прежней табличной системы официальной санитарной статистики общей болезненности. Система эта, совершенно неудовлетворительная с точки зрения статистических требований, крайне обременяла и участковых врачей и статистический центр и в то же время давала лишь весьма незначительные результаты в смысле познания санитарного состояния населения. Получалась лишь шаблонная, из года в год повторявшаяся картина постоянства строя общей болезненности по крупным классификационным группам.

Говоря о статистике болезненности, нельзя пройти мимо многообещающей в будущем (пока же только возникающей) страховой статистики болезненности по данным больничных касс. С точки зрения государственной санитарной статистики включение страховой статистики в круг деятельности правительственного санитарно-статистического центра и санитарно-статистического бюро местных самоуправлений по мотивам и компетентности, а также экономии сил и средств представлялось бы наиболее целесообразным. Возможно, однако, что с учреждением Министерства труда вопрос этот получит иное разрешение.

Правительственному центру предстоят большие, сложные и спешные работы по организации санитарной статистики в смысле составления законопроектов, установления новых форм регистрации и отчетности, разработки методологии. Не подлежит сомнению, что центру без активной помощи, содействия и сотрудничества общественных сил не справиться с этой задачей и в помощь центру должен быть создан постоянный коллектив хотя бы из небольшого числа компетентных специалистов. Выработанные этой комиссией законопроекты, предположения и формы подлежали бы затем рассмотрению и утверждению Центрального врачебно-санитарного совета.

В заключение следует указать на необходимость спешности организации статистики на местах, так как при создавшихся условиях государство рискует остаться на неопределенное время даже без той несовершенной санитарной статистики, которая имелась до революции.

В. И. ГРЕБЕНЩИКОВ И ЕГО ЗНАЧЕНИЕ В ИСТОРИИ САНИТАРНОЙ И ДЕМОГРАФИЧЕСКОЙ СТАТИСТИКИ [1]

Дореволюционная Россия насчитывает немало видных врачей, специализировавшихся по санитарной и демографической статистике: Е. А. Осипов, П. И. Куркин, С. М. Богословский, Н. И. Тезиков, А. Н. Сысин, З. Г. Френкель, Г. М. Герценштейн, А. А. Липский, В. Н. Бинштok и др. Работы их по статистике, прогрессивные для своего времени, были, как известно, в некоторой части использованы В. И. Лениным.

Среди русских врачей-статистиков одно из наиболее почетных мест должен занять Василий Ильич Гребенщиков.

В. И. Гребенщиков был, бесспорно, одним из наиболее крупных деятелей в области демографической и санитарной статистики. Ему принадлежит ряд крупных работ большого научного значения, особенно по демографической статистике — статистике населения, этой главной производительной силы общества. Статистические работы В. И. Гребенщикова относятся к методике демографической и санитарной статистики, к описательно-аналитическому изучению санитарного состояния населения, а также к страховой статистике, крупнейшим знатоком которой был В. И. Гребенщиков. Много работ было написано различными авторами как диссертации, тема которых была предложена В. И. Гребенщиковым и работа над которыми выполнена под его руководством и при его ближайшем непосредственном участии.

Работа В. И. Гребенщикова протекала в условиях тяжелой реакции, наступившей с воцарением Александра III. В. И. Гребенщиков не был революционером, но его работы отражают демократические настроения автора, насколько они могли в то время быть выражены в печати.

Василий Ильич Гребенщиков родился в 1857 г. В 1883 г. он окончил Военно-медицинскую академию и в 1884 г. поступил на службу сотрудником в Отделение статистики и эпидемиологии Медицинского департамента, преобразованного и переименованного в 1904 г. в Управление главного врачебного инспектора. В отделении статистики и эпидемиологии, которым В. И. Гребенщиков заведовал с 1888 г., он работал до 1904 г. В 1904 г. В. И. Гребенщиков был по конкурсу избран на должность заведующего Статистическим отделением Петербургской городской управы и почти одновременно избран профессором демографической статистики во вновь учрежденные тогда Высшие статистические курсы при Центральном статистическом комитете, а в марте 1906 г. скоропостижно умер от мозгового кровоизлияния в возрасте 49 лет.

[1] Опубликовано в кн. «Проблемы демографической статистики» (М., 1959) и посвящено столетию со дня рождения В. И. Гребенщикова. Статья является одной из последних работ С. А. Новосельского. Публикуется с сокращениями. — *Прим. ред.*

Санитарно-демографической статистикой В. И. Гребенщиков заинтересовался и стал ее изучать еще будучи студентом Военно-медицинской академии. В свободное от занятий в академии время он работал в Статистическом бюро Петербургской городской управы (разработка врачебных свидетельств о причине смерти, статистика больных, пользованных в петербургских больницах, и другие санитарно-статистические материалы). Во главе бюро стоял в то время крупнейший русский статистик Ю. Э. Янсон, которым бюро и было основано. В. И. Гребенщиков посещал также и лекции, которые Ю. Э. Янсон читал в Петербургском университете.

Интересом и любовью к статистике отчасти объясняется поступление В. И. Гребенщикова по окончании Военно-медицинской академии в Санитарно-статистическое отделение Медицинского департамента, где можно было заняться разработкой и изучением имевшихся там массовых демографических и санитарно-статистических материалов.

Деятельность Отделения статистики и эпидемиологии Медицинского департамента была тесно связана с издававшимся этим департаментом журналом «Вестник общественной гигиены», бывшим до революции видным, едва ли не единственным, печатным органом по социальной гигиене. В. И. Гребенщиков принимал деятельное участие в этом журнале, а в 1897—1903 гг. был по совместительству официальным редактором журнала.

Этот журнал возник в 1865 г. по инициативе бывшего тогда директором Медицинского департамента проф. Е. В. Пеликана под названием «Архив судебной медицины и общественной гигиены». В дальнейшем журнал несколько раз менял свой характер, периодичность и наименование: с 1872 г. он стал называться «Сборник сочинений по судебной медицине, судебной психологии, медицинской помощи, общественной гигиене, эпидемиологии, медицинской географии и медицинской статистике», с 1882 г.— «Вестник судебной медицины и общественной гигиены», с конца 80-х годов — «Вестник общественной гигиены, судебной и практической медицины» и, наконец, с 1897 г. до Октябрьской революции носил указанное выше название — «Вестник общественной гигиены».

В основу последнего по названию журнала была положена публикация отчетов Медицинского департамента по врачебной и санитарной части в России, а журнал должен был заниматься анализом этих отчетов. Особая должность редактора журнала была упразднена, и редактирование журнала возложено на Отделение статистики и эпидемиологии, которым заведовал В. И. Гребенщиков. В помощь ему в отделении были учреждены должности двух помощников заведующего отделением, одного — по статистической части, другого — по редакционной. Помощником В. И. Гребенщикова по редакционной части был приглашен известный земский врач Михаил Семенович Уваров. При объявлении о журнале было подчеркнуто, что журнал будет помещать преиму-

щественно статьи по гигиене, судебной и общественной медицине. В 1903 г. было решено отчеты Медицинского департамента в журнале не печатать, а давать их как приложение к нему. Журнал был выделен из Отделения статистики и эпидемиологии, и редакторство В. И. Гребенщикова окончилось. Был назначен особый редактор — бывший помощник В. И. Гребенщикова по редакционной части — М. С. Уваров.

Помимо семилетнего (1897—1903) участия в редактировании журнала «Вестник общественной гигиены» В. И. Гребенщиков выступал в нем и как автор.

Из работ В. И. Гребенщикова этого периода следует прежде всего отметить «Отчеты Медицинского департамента», переименованные с 1902 г. в «Отчеты о состоянии народного здравия и организации врачебной помощи в России». Эти отчеты, начиная с обзорно-отчетных данных за 1888 г. и кончая данными за 1902 г., составлялись под руководством и при непосредственном участии В. И. Гребенщикова. Он же вводил, совершенствовал, улучшал и дополнял устаревшие формы отчетности, на основании которых составлялись эти обзоры-отчеты Медицинского департамента.

Радикально были изменены В. И. Гребенщиковым формы отчетности в 1902 г. одновременно с введением новой классификации и номенклатуры болезней. По этой новой форме, лишь при сравнительно небольших изменениях и дополнениях в дальнейшем, «Отчеты о состоянии народного здравия» издавались ежегодно в течение 1902—1914 гг. Последний «Отчет», содержащий данные за 1914 г., вышел в 1916 г.

В форме, составленной В. И. Гребенщиковым в 1902 г., отчеты содержали для всех отдельных губерний и областей России и отдельные для городского и сельского населения цифровые табличные и текстовые аналитические данные: о родившихся, умерших и причинах смерти; о движении и составе (по формам болезни) больных, пользованных в больницах (отдельно в больницах соматических, психиатрических и родильных учреждениях); о распределении по формам болезни больных, обращавшихся за медицинской помощью в амбулатории, поликлиники, а также к вольнопрактикующим врачам.

Обширный раздел отчетов содержал данные о числе врачей, фармацевтов, фельдшеров, акушерок; о числе врачебных участков, самостоятельных фельдшерских пунктов; о числе больниц и больничных кроватей — отдельно в соматических больницах, психиатрических больницах, родильных учреждениях; о числе и деятельности аптек разных категорий, курортов, минеральных вод и грязей, пастеровских станций, гигиенических и санитарных лабораторий, фельдшерских и повивальных школ; данные об оспопрививании; данные о расходах на медицинское и санитарное дело — с распределением по источникам (расходы казны земств, городов, благотворительных обществ и пр.) и по статьям расходов (содержание больниц, оспопрививание, оздоровление населенных мест, противоэпидемические меры и пр.).

Если данные о медицинской помощи в дореволюционной России, публиковавшиеся в «Отчетах» (число врачей, фельдшеров, больниц и пр.), более или менее достаточно отражали действительность, то данные о заболеваемости населения были крайне неполны и несовершенны. Неполнота эта вызывалась прежде всего крайним недостатком врачей, особенно в сельских местностях дореволюционной России, не говоря уже о Сибири, а также и в Европейской России и даже в земских губерниях, где сельское население было значительно лучше обеспечено медицинской помощью, чем в неземских губерниях Европейской России. В некоторых земских губерниях незадолго до первой мировой войны на одного врача приходилось более 50 000 жителей, а площадь обслуживаемого одним врачом пространства доходила до 3000 кв. верст. При таких условиях было естественно, что к врачу могла обращаться лишь некоторая, преимущественно материально более обеспеченная, часть населения.

Вследствие этого неполна была регистрация даже таких инфекций, как оспа. Это видно, например, из сопоставления чисел зарегистрированных врачами случаев оспы с числами умерших от оспы по метрическим записям духовенства. Эти последние данные достаточно точно отражают действительность, так как диагноз оспы в развитых случаях болезни доступен и не врачу. В земской Вятской губернии, например, в 1910 г. было зарегистрировано 5360 больных оспой, а умерло от оспы, по метрическим записям, 7075; в 1911 г. было зарегистрировано больных оспой 3333, а умерло от оспы 5493. Таким образом, если принять летальность при оспе в те годы за 20—25%, то действительное число случаев оспы было в 6—7 раз больше числа случаев, зарегистрированных врачами. Отметим также, что приведенный пример относится к 1910—1911 гг., когда обеспеченность населения врачебной помощью была значительно выше, чем в 80-е годы прошлого столетия.

К указанной неполноте данных о заболеваемости населения следует добавить недостаточную точность диагнозов у главной массы больных — амбулаторных. Действительно, земским и сельским врачам приходилось нередко ежедневно принимать в амбулатории до 100 больных, и при таких условиях сколько-нибудь подробное обследование и достаточно точная диагностика были неосуществимы. Так как сведения о больных доставлялись не в виде индивидуальных карточек, а в виде сводных отчетных ведомостей, то отсюда также проистекал ряд неточностей: двойные записи, цифровые ошибки при децентрализованной сводке, производимой сначала отчитывающимися врачами и учреждениями, затем правительственными уездными врачами и, наконец, губернскими врачебными управлениями. Ввести повсеместную индивидуальную карточную регистрацию больных с последующей централизованной сводкой в Статистическом отделении Медицинского департамента при многих десятках миллионов первичных больных было едва ли возможно.

Следует еще добавить, что данные о заболеваемости населения содержали лишь общие числа зарегистрированных больных по отдельным формам болезней и не содержали никаких других признаков, как-то: пол, возраст, социальное положение, занятие больных и пр. Включение этих данных в обязательную форму отчетности врачей и больничных учреждений по всей России также было едва ли возможно, как и введение обязательной карточной регистрации всех больных.

Наконец, до 1902 г. отчетные данные о больных представлялись по архаической, не соответствующей требованиям научной медицины классификации и номенклатуре болезней. Более соответствующая тогдашнему уровню научной медицины классификация и номенклатура болезней была введена лишь в 1902 г.

Таким образом, официальные отчеты о состоянии народного здравия в отношении данных о заболеваемости населения были и неполны и несовершенны и имели лишь приближенный, ориентировочный характер. Данные эти, однако, с каждым годом становились полнее и улучшались. Вместе с тем в этих отчетах имелись достаточно полные данные о смертности и рождаемости, полные и достаточно достоверные разносторонние данные об организации медицинской помощи, о деятельности различных медицинских и санитарных учреждений. Отчеты эти издавались за данный ряд лет, содержали данные по каждой из 92 губерний и областей б. Российской империи и имеют несомненное историческое значение, являясь единственным источником для изучения статики и динамики санитарного состояния и организации медицинской помощи в отдельных губерниях и областях дореволюционной России.

На обязанности В. И. Гребенщикова как заведующего статистическим отделением Медицинского департамента лежало также ежегодное составление, редактирование и издание так называемого «Российского медицинского списка». Это издание содержало именной список всех врачей России, как служащих, так и вольнопрактикующих, с указанием года рождения, года окончания курса медицинского образования, места жительства, а для служащих врачей — занимаемой должности. С 1890 г. в «Список» были включены также зубные врачи, дантисты и фармацевты (магистры фармации, провизоры и аптекарские помощники). «Список» этот рассылался во все аптеки России, и аптеки были вправе отпускать лекарства только по рецептам врачей, значившихся в «Списке».

Источником для составления «Списка» служили прежде всего ежегодно представлявшиеся в Медицинский департамент попечителям учебных округов именные списки всех лиц, получивших в данном году врачебный диплом. Далее, согласно введенной В. И. Гребенщиковым в 1889 г. карточной системе все врачи, прибывающие в какую-либо местность для службы или вольной практики, должны были представлять в местное врачебное управление собственноручно заполненную в двух экземплярах карточку

с указанием имени, отчества и фамилии, пола, возраста и даты рождения, года окончания курса и места получения врачебного диплома, номера этого диплома, адреса (места жительства) и занимаемой должности (для состоящих на той или иной службе). Один экземпляр карточки отсылался местными врачебными управлениями в Медицинский департамент, а другой оставался в местном управлении. В случае переезда врача в другую местность об этом делали пометку на втором экземпляре и пересылали его в Медицинский департамент. Так же поступали и в случае смерти врача, причем отмечались дата смерти, причина смерти и сведения о числе и возрасте оставшихся членов семьи умершего.

С включением в «Список» зубных врачей и фармацевтов такой порядок карточной регистрации был распространен и на них. Врачи военные, морские и пограничной стражи вносились в «Список» на основании ежегодно представляемых в Медицинский департамент спецнальных именных списков.

«Российский медицинский список» имел административное и справочное значение. Вместе с тем сведения, получаемые для составления «Списка», были широко использованы В. И. Гребенщиковым для научных работ о смертности и страховании жизни врачей (об этих работах будет сказано в дальнейшем изложении).

Как было указано, в 1902 г. в России была выработана и введена новая классификация и номенклатура болезней, заменившая прежнюю, совершенно устаревшую и неудовлетворительную. Для выработки новой классификации и номенклатуры Ученый медицинский совет образовал особую комиссию в составе ряда профессоров — членов Медицинского совета под председательством проф. Н. В. Склифосовского. Секретарем-делопроизводителем этой комиссии был назначен В. И. Гребенщиков, который, в сущности, и выполнил всю основную подготовительную работу для создания новой классификации: подготовку материалов, собирание различных действовавших иностранных классификаций, составление проектов новой классификации и т. д. Выработанная тогда «Официальная классификация и номенклатура болезней 1902 г. (краткая и подробная)» во многом сходна с так называемой «Пироговской классификацией», составленной в 1900 г. Обществом русских врачей в память Н. И. Пирогова.

В издававшемся Медицинским департаментом журнале «Вестник общественной гигиены», в специальном отделе под названием «Медико-статистические сведения» В. И. Гребенщиков в течение многих лет регулярно в каждом номере журнала помещал разнообразные, умело и всегда интересно составленные данные сравнительной статистики населения разных стран: о составе населения, о брачности, рождаемости, смертности, о причинах смерти, заболеваемости и пр. Все эти данные В. И. Гребенщиков приводил большей частью по материалам первоисточников — официальных статистических изданий, выходивших в разных странах

и в изобилии поступавших в Статистическое отделение Медицинского департамента.

В этом же журнале В. И. Гребенщиков систематически помещал обрабатываемые им ежемесячные погуберские цифровые данные о смертности сельского населения России от острозаразных болезней (по данным метрических записей). В метрические книги, которые вело тогда духовенство, при записи умерших в числе других данных заносилась и причина смерти. Данные эти по понятным причинам были далеки от точности. Однако необходимо было располагать хотя бы приблизительными, ориентировочными текущими сведениями о распространении острозаразных болезней и о смертности среди сельского населения отдельных уездов и губерний России. И в то же время из-за крайне малого числа врачей было невозможно получать хоть сколько-нибудь полные текущие сведения об этих заболеваниях в сельских местностях от врачей. Из приведенного выше примера о заболеваниях оспы видно, насколько неполны были врачебные данные о распространении острых инфекций среди сельского населения дореволюционной России. Вследствие этого в 1890 г. при энергичном содействии В. И. Гребенщикова было организовано регулярное получение таких сведений от духовенства всех вероисповеданий на основании частичных выписок из метрических книг во всех церковных приходах. В число болезней были включены оспа, корь, скарлатина, коклюш, дифтерия, тифы, детские поносы, бешенство и сибирская язва.

В. И. Гребенщиков затратил много сил, труда и проявил много инициативы для улучшения и усовершенствования дореволюционной русской официальной санитарной статистики и для популяризации санитарно-статистических сведений и знаний среди широкой массы врачей. Если публиковавшиеся до революции официальные санитарно-статистические обзоры и данные по качеству сводок и группировок, а также по обилию материалов не утратили значения и в настоящее время, то этим мы всецело обязаны В. И. Гребенщикову, его выдающимся организаторским способностям.

Однако значение В. И. Гребенщикова в истории русской санитарной и демографической статистики далеко не исчерпывается его служебными работами и официальными изданиями, выходившими под его руководством и при его непосредственном участии. В. И. Гребенщиков был крупным научным специалистом и автором многих выдающихся научных трудов по демографической, страховой и санитарной статистике.

В. И. Гребенщиков в совершенстве знал демографическую и страховую статистику — их теорию, методологию и особенно источники, в частности конкретные числовые данные по различным вопросам сравнительной статистики населения. Методологические и технические основы демографических и страховых построений тесно связаны с построениями математического характера. В. И. Гребенщиков обладал обширными математическими позна-

ниями, самостоятельно изучив и овладев математическими дисциплинами, преподаваемыми в университетах. В области страховой статистики он детально изучил, например, объемистое и трудное в математическом отношении трехтомное сочинение известного русского математика-актуария Б. Ф. Малешевского «Теория и практика пенсионных касс».

До производства в России первой Всеобщей переписи населения 28 января (9 февраля) 1897 г. углубленные исследования по демографии России были почти невозможны за отсутствием сколько-нибудь точных данных о половом, возрастном, социальном и профессиональном составе населения. Приходилось ограничиваться построением примитивных общих показателей естественного движения населения. Разработка и опубликование данных переписи 1897 г., как известно, весьма затянулись, и окончательные данные по всей России были опубликованы только в 1905 г. До 1905 г. выходили в разное время начиная с 1900 г. в виде отдельных выпусков подробные данные, касающиеся только отдельных губерний России. В. И. Гребенщиков широко использовал эти погуберинские материалы для углубленных демографических исследований (подробнее об этих работах говорится в дальнейшем изложении). До переписи ему приходилось ограничиваться преимущественно демографическими работами по материалам зарубежных стран. Весьма интересная работа по русским и частично иностранным материалам была опубликована им в 1891 г. в журнале «Санитарное дело» (№ 2), в которой рассказывалось о связи высоты температуры воздуха с высотой смертности в различном возрасте (статья «Температура как одна из причин колебаний смертности по временам года»).

Большой интерес во врачебных, статистических и общественных кругах возбудила в 1888 г. научная полемика В. И. Гребенщикова с известным профессором-терапевтом Э. Э. Эйхвальдом.

В 1886 г. при Ученом медицинском совете была образована особая комиссия под председательством знаменитого клинициста проф. С. П. Боткина по вопросу о высокой смертности и об улучшении санитарных условий в России. Работы этой комиссии, равно как и самые основания, на которых она была образована, подверглись критике со стороны проф. Э. Э. Эйхвальда в его статье «К вопросу об уменьшении смертности в России» («Практическая медицина», ноябрь 1887 г. и июль 1888 г.). Основываясь в своей критике на таблицах смертности православного населения России для 1862 и 1870 гг., построенных академиком В. Я. Буняковским из совокупностей родившихся и умерших, Э. Э. Эйхвальд вообще оспаривал факт чрезмерно высокой смертности в России и из сравнения таблиц Буняковского для 1862 и 1870 гг. делал вывод, что вторая таблица свидетельствует о происходящих в России понижении смертности и улучшении в условиях жизни населения.

Против этих выводов Э. Э. Эйхвальда и выступил В. И. Гребенщиков в статье «К вопросу об уменьшении смертности в Рос-

сии» («Врач», 1888, № 32). В. И. Гребенщиков показал, что таблицы Буняковского не дают оснований для выводов, сделанных Э. Э. Эйхвальдом, вследствие различных приемов их построения. Для перехода от третьих совокупностей умерших к первым при построении таблицы для 1862 г. В. Я. Буняковский относил однолетние группы умерших к средним арифметическим величинам из чисел родившихся в соответствующие *два* календарных года: так, числа умерших в 1862 г. в возрасте (0—1) года он относил к среднему арифметическому из чисел родившихся в 1861 и 1862 гг. и т. д. При построении же таблицы для 1870 г. В. Я. Буняковский относил однолетние группы умерших к числам родившихся в *одном* соответствующем календарном году: так, число умерших в возрасте (0—1) года в 1870 г. он относил к числу родившихся в одном лишь 1870 г. и т. д. Ввиду почти непрерывного ежегодного увеличения числа родившихся в России смертность в 1870 г. уже по одному этому должна была оказаться ниже смертности в 1862 г. В. И. Гребенщиков указал на значительную неполноту чисел умерших из православного населения России, помещаемых в отчетах обер-прокурора синода, которыми пользовался для построения своих таблиц В. Я. Буняковский. Гребенщиков обратил внимание и на то, что приводимые в этих отчетах числа умерших, относящиеся к православному населению всей Российской империи, включая и Азиатскую часть, были показаны для некоторых возрастных групп меньшими, чем числа умерших того же возраста, относящиеся к православному населению лишь одной Европейской России и приводимые в гораздо более полных обзорах, публикуемых Центральным статистическим комитетом.

Эти вполне правильные указания В. И. Гребенщикова вызвали крайне резкий ответ со стороны проф. Э. Э. Эйхвальда («О русских таблицах смертности» — «Врач», 1888, № 40). Относительно различий в методике построения В. Я. Буняковским двух указанных таблиц смертности Э. Э. Эйхвальд утверждал, что никакой существенной разницы между этими способами нет. Относительно полноты чисел умерших в обер-прокурорских отчетах Э. Э. Эйхвальд указывал, что приведенные В. И. Гребенщиковым несообразности обусловливаются тем, что данные Центрального статистического комитета касаются православных, включая так называемых «единоверцев», данные же отчетов обер-прокурора относятся только к православным, без единоверцев.

«Ответ» Э. Э. Эйхвальда вызвал также довольно резкий ответ со стороны В. И. Гребенщикова («Врач», 1888, № 50). В этом ответе В. И. Гребенщиков убедительно показал неправоту Э. Э. Эйхвальда, в частности документально доказал, что умершие единоверцы включаются в отчетах обер-прокурора наравне с православными.

В 1901 г., когда уже были опубликованы данные переписи 1897 г., разработанные по 12 губерниям Европейской России (из общего числа 50 губерний), В. И. Гребенщиков приступил к большой работе — построению таблицы смертности и доживаемости на-

селения этих 12 губерний в примыкающие к переписи годы (1896 и 1897 гг.). Это была первая в России таблица смертности, построенная по демографическому методу на основании данных о возрастно-половом составе населения и возрастно-половом составе умерших.

Имевшиеся в России до работы В. И. Гребенщикова таблицы смертности (Буняковского, Андреева, Борткевича, Бессера и Балдова) касались не всего, а только православного населения и были построены не из совокупностей живущих и умерших, а из совокупностей родившихся и умерших. В связи с малой удовлетворительностью такого метода построения, недостоверностью и неудовлетворительностью основных материалов, служивших для построения таблиц, таблицы эти давали крайне противоречивые результаты, и порядок вымирания и особенности русской смертности были до работы В. И. Гребенщикова весьма мало изучены.

Таблица В. И. Гребенщикова была построена на данных только 12 губерний из всех 50 губерний Европейской России. Однако так как эти 12 губерний были взяты и отобраны как бы механически, случайно и включали губернии с высокой смертностью (Владимирская, Калужская, Нижегородская) и со сравнительно низкой смертностью (Виленская, Витебская), то сводная по всем 12 губерниям таблица В. И. Гребенщикова достаточно точно характеризовала и отражала смертность, выживаемость и продолжительность жизни населения всей Европейской России. Так, согласно построенной в последствии таблице смертности всего населения Европейской России средняя продолжительность жизни при рождении была в Европейской России для мужского пола 31,3 года и для женского пола — 33,4, а по таблице В. И. Гребенщикова в 12 губерниях: для мужского пола — 30,6 года и для женского пола — 32,6.

В своей работе В. И. Гребенщиков не ограничился построением полной (по однолетним возрастам) сводной таблицы для всех 12 губерний, он построил также сокращенные таблицы по 5-летним и 10-летним возрастным группам для каждой из 12 губерний. Эти губернские таблицы представляли, несомненно, большой интерес и имели практическое значение для местных работников в области здравоохранения. Работа В. И. Гребенщикова была напечатана в «Вестнике общественной гигиены» (1902, № 7—10) под заглавием «Смертность в 12 губерниях Европейской России за 1896—1897 гг. по отдельным полам и возрастам».

В 1904 г. В. И. Гребенщиков опубликовал крупное исследование о рождаемости и плодовитости в России под названием «Плодовитость женщин в России» («Вестник общественной гигиены», 1904, № 9—10). В этой работе В. И. Гребенщиков на основании данных переписи 1897 г. о возрастном составе замужних и незамужних женщин в отдельных губерниях Европейской России и числе родившихся в браке и отдельно вне брака в этих губерниях в 1896—1897 гг. построил и проанализировал коэффициенты общей, брачной и внебрачной плодовитости в отдельных губерниях. Он

показал существенные различия между коэффициентами общей рождаемости и коэффициентами плодовитости. Он также доказал, что резкие различия в уровнях рождаемости и плодовитости, имеющиеся в разных губерниях России, обусловливаются в первую очередь резкими различиями возрастного состава замужних женщин в разных губерниях в связи с более ранним или более поздним вступлением их в брак.

Много внимания уделял В. И. Гребенщиков статистическому изучению детской смертности в России. В 1901 г. была опубликована его книга, составленная вместе с проф. Д. А. Соколовым, «Детская смертность в России и борьба с нею». В 1907 г., уже после его смерти, в сборнике «Общественное и частное призрение в России» было напечатано большое исследование, выполненное им совместно с С. А. Глебовским: «Смертность детей в возрасте от 0 до 5 лет за пятилетие 1895—1899 гг. по отдельным уездам Европейской России» (число уездов в Европейской России превышало 500).

В. И. Гребенщиков принимал активное участие в разработке и анализе данных переписи населения 1897 г. В изданном Центральным статистическим комитетом в 1905 г. 2-м томе «Общего свода результатов разработки Всероссийской переписи 28 января 1897 г.» помещена его обширная работа о лицах с физическими недостатками по данным переписи. По переписи 1897 г., как известно, регистрировались слепые, глухонемые и душевнобольные; подробнейший анализ этих данных и был произведен В. И. Гребенщиковым.

Между прочим, из данных географического распределения слепоты и глухонемоты в тогдашней России выяснился любопытный факт противоположного распространения этих двух физических недостатков. Относительное число слепых довольно правильно возрастало в России в направлении с запада на восток, достигая максимума в Сибири, в частности в Якутской области, где число слепых составляло 12 на 1000 населения при среднем показателе для всей России 2 на 1000. Такое географическое распределение слепых соответствовало распределению трахомы. Число глухонемых возрастало, наоборот, в направлении с востока на запад: было наименьшим в Сибири и Средней Азии и наибольшим — в бывшей Русской Польше и прибалтийских губерниях. Что касается душевнобольных, обнаруженных переписью, то, как правильно указывал В. И. Гребенщиков, число это было ниже действительного числа больных в медицинском значении этого слова и представляло лишь приблизительную численность лиц с резко выраженными признаками душевного расстройства, определение которого доступно и неспециалистам (число таких лиц составляло по переписи около одного больного на 1000 жителей).

Большого внимания заслуживают работы В. И. Гребенщикова «Рождаемость» и «Смертность» во втором дополнительном томе «Реальной энциклопедии медицинских наук» (Петербург, 1901). Статьи эти не являются краткими очерками, обычными в энци-

клопедических словарях. Они занимают более 7 печатных листов и содержат все основные данные об изучении, измерении и анализе разнообразных элементов, входящих в понятия «рождаемость» и «смертность», а также обилие данных из сравнительной статистики этих элементов в различных государствах и губерниях и областях России. Общая брачная и внебрачная плодовитость, повозрастная плодовитость, мертворождаемость, многоплодная рождаемость, сезонные колебания рождаемости, половой состав родившихся, общая и повозрастная смертность, детская смертность, таблицы смертности и методы их построения, профессиональная смертность, влияние на смертность социально-экономических условий, причины смерти, сезонные колебания смертности и многие другие элементы — все это сжато, но четко и ясно изложено В. И. Гребенщиковым с разъяснениями методики исчисления и с многочисленными статистическими данными обо всех этих явлениях. В области сравнительной демографии обе эти статьи могут считаться продолжением и существенным дополнением известных работ Ю. Э. Янсона по сравнительной статистике населения. Для методики и техники сравнительной статистики эти статьи В. И. Гребенщикова не утратили значения до настоящего времени, и каждый, только приступивший к работам по демографической статистике или уже работающий в этой отрасли, должен ознакомиться с данными работами В. И. Гребенщикова.

Несколько работ В. И. Гребенщикова посвящено изучению смертности русских врачей и вопросам страхования их жизни. Сюда относятся работы: «К вопросу о смертности врачей» («Вестник общественной гигиены», 1892, № 10); «Таблица смертности русских врачей» («Вестник общественной гигиены», 1898, № 7); «К вопросу о страховании жизни врачей» («Вестник общественной гигиены», 1898, № 9); «Предварительные расчеты по устройству эмеритально-пенсионной кассы для врачей» («Вестник общественной гигиены», 1904, № 3).

Таблица смертности врачей, построенная В. И. Гребенщиковым в 1898 г., представляет полную, по однолетним возрастам с 24 до 95 лет, таблицу смертности с определением для каждого однолетнего возраста чисел доживающих, вероятностей смерти и дожития и величин средней продолжительности жизни. Такая полная таблица смертности врачей является единственной не только в нашей, но и во всей мировой литературе. В Германии Гейслер построил в 1887 г. сокращенную таблицу для саксонских врачей по данным об умерших в 1866—1885 гг.; в 1924 г. в Германии же Фрейденберг построил сокращенную таблицу для всех германских врачей по данным об умерших в 1920—1923 гг. Других таблиц смертности врачей в литературе не имеется.

Для построения таблицы смертности русских врачей В. И. Гребенщиков воспользовался введенной им же карточной регистрацией врачей. Карточный материал давал возможность установить на 1 января каждого года число всех врачей России, распределенных по однолетним возрастам, число врачей каждого однолетнего

возраста, поступивших под наблюдение (взятых на учет), число выбывших и число умерших в течение каждого календарного года. Были взяты данные за 1890—1896 гг. При наличии указанных данных было естественно применить для построения таблиц так называемый индивидуально-страховой метод. Таблицы были построены для врачей-мужчин, так как число врачей-женщин в России в те годы было слишком мало для построения таблиц смертности (всего около 300).

Средняя продолжительность предстоящей жизни русских врачей сопоставлена в таблице для некоторых возрастов с соответствующими средними для всего мужского населения Европейской России.

Средняя продолжительность жизни

Возраст, лет	Русские врачи (таблица Гребенщикова, 1890—1896 гг.)	Все мужское население Европейской России (таблица Новосельского, 1896—1897 гг.)
25	35,72	37,53
30	32,08	33,88
35	28,95	30,24
40	25,56	26,64
45	22,23	23,22
50	18,92	19,98
55	15,90	16,95
60	13,50	14,15

Таким образом, до революции смертность врачей в России была выше крайне высокой дореволюционной общей смертности русского населения.

В дореволюционной России существовало несколько медицинских касс и обществ врачебной взаимопомощи. Эти кассы и общества имели скорее благотворительный, чем страховой характер. Наиболее крупной из них была так называемая вспомогательная медицинская касса имени Я. А. Чистовича. При ежегодном взносе 10 руб. врач — участник кассы и осиротевшее семейство врача могли в случае крайней нужды получать единовременное пособие и в редких случаях небольшую пенсию. Во врачебной среде того времени неоднократно возникал вопрос об учреждении общества взаимного страхования жизни врачей. Одно время был близок к осуществлению проект такого общества. Согласно проекту устава этого общества каждый врач — член общества при единовременном взносе 10 руб. при вступлении в члены общества и ежегодной уплате 50 руб. застраховал себя на случай смерти на сумму 2900 рублей.

В работе «К вопросу о страховании жизни врачей» В. И. Гребенщиков путем математических страховых вычислений и данных таблицы смертности русских врачей показал, что при приеме в общество в первый год его существования безразлично врачей всех

возрастов оно станет несостоятельным уже по истечении 2—3 лет его существования. В своей позднейшей работе об устройстве врачебной эмеритально-пенсионной кассы (вышедшей в 1904 г.) В. И. Гребенщиков подробно исчислил размеры необходимых для существования такой кассы ежегодных денежных взносов для врачей каждого возраста.

Немало научных работ В. И. Гребенщикова посвящено различным вопросам собственно санитарно-медицинской статистики. В 1896 г. он ввел обязательную карточную регистрацию прокаженных. При каждом установлении диагноза проказы врач должен был заполнить и представить в местное врачебное управление особую карточку, в которой кроме имени и фамилии больного, адреса, пола, возраста, занятия нужно было указать давность заболевания, форму проказы (кожная, нервная, смешанная) и вероятный источник заражения. На всех больных, находившихся в лепрозориях, также должны были быть представлены индивидуальные карточки. Полученные в 1897 г. 1300 карточек были подробно разработаны В. И. Гребенщиковым, а данные разработки опубликованы в статье «Прокаженные в России по данным карточной регистрации» («Вестник общественной гигиены», 1897, № 7).

В 1897 г. на Всероссийском сифилидологическом съезде В. И. Гребенщиков сделал большой доклад «Статистические данные о распространении сифилиса в России». Доклад этот напечатан в «Трудах сифилидологического съезда».

В 1902 г. В. И. Гребенщиков в «Вестнике общественной гигиены» (№ 4—10) опубликовал обширную работу о холере в России под заглавием «Холерная эпидемия в России в 1892—1895 гг.». В этой работе он приводит извлеченные из архива Медицинского департамента и обработанные им данные о холерных эпидемиях в России в течение всего XIX в. Со времени первого достоверного появления холеры в России в 1823 г. и по 1895 г. включительно, т. е. на протяжении 73 лет, холера наблюдалась в России в течение 36 лет. Наибольшее абсолютное число случаев холеры было зарегистрировано в 1848 г. (1 742 439 случаев с 690 150 смертельными исходами) и в 1892 г. (620 051 случай с 300 324 смертельными исходами).

В. И. Гребенщиков нередко выступал с докладами на различных врачебно-общественных съездах, в частности на Пироговских съездах. На IX Пироговском съезде он выступил с докладом «О необходимости введения врачебной регистрации причин смерти в городах России». Этот доклад напечатан в 4-м томе «Трудов» IX Пироговского съезда.

Мы не коснулись многих работ В. И. Гребенщикова, но и отмеченные нами работы достаточно убедительно показывают, какой крупной научной силой был В. И. Гребенщиков и какое большое значение принадлежит ему в истории и развитии русской демографической и санитарной статистики.

А. А. ЧУПРОВ, КАК ДЕМОГРАФ [1]

А. А. Чупров был не только крупнейшим статистиком-теоретиком, но и первоклассным знатоком отдельных отраслей практической статистики и, в частности, большим знатоком демографической статистики как в ее теоретических построениях, так и в ее материальной части. Глубокие познания А. А. Чупрова и интерес его к демографической статистике видны уже из того обилия сопоставлений, примеров и построений по демографической статистике, которые встречаются в его теоретических работах. Специальные курсы по статистике, которые А. А. Чупров вел в Ленинградском политехническом институте, он особенно часто посвящал демографическим вопросам, в частности формальной теории населения и измерению смертности. В качестве учебных пособий для этих курсов по инициативе А. А. Чупрова и под его редакцией были переведены и изданы Ленинградским политехническим институтом статьи Лексиса «О графическом методе исследования смертности» и «О порядке вымирания».

Особенно нужно отметить, что во всех более или менее крупных работах по демографии, вышедших в России за последние 20 лет, А. А. Чупров неизменно принимал то или иное участие: или работы эти выходили по его инициативе и под его редакцией, или он принимал участие в работах своими компетентными советами и указаниями, или, наконец, как критик работ, будучи постоянным почетным рецензентом демографических работ, представляющихся в Академию наук для соискания академических премий.

Из собственных демографических исследований А. А. Чупрова следует прежде всего остановиться на его исследованиях о половом составе рождающихся и, в частности, на его обширной работе «О понижении перевеса родившихся мужского пола среди брачных рождений»[2].

Работа эта напечатана по-немецки в 20-м томе «Бюллетеня Международного статистического института» и была А. А. Чупровым вкратце доложена на 14-й сессии Статистического института, состоявшейся в Вене в 1913 г. Название этой работы далеко не охватывает всего ее богатого содержания. Посвященная вопросу о возможных и вероятных причинах наблюдаемого в большинстве культурных стран понижения пропорции рождающихся мальчиков, работа А. А. Чупрова охватывает вместе с тем все вопросы о про-

---

[1] Напечатано в «Известиях экономического факультета Ленинградского политехнического института имени М. И. Калинина» (вып. 1 (XXV), 1928, с. 327–332). Статья представляет собой речь С. А. Новосельского, произнесенную им на торжественном заседании Совета экономического факультета ЛПИ им. Калинина 30 мая 1926 г., посвященном памяти профессора А. А. Чупрова. — *Прим. ред.*

[2] Основные работы А. А. Чупрова опубликованы Госстатиздатом ЦСУ СССР в кн.: *Чупров А. А.* Вопросы статистики (Избранные статьи). М., 1960. — *Прим. ред.*

исхождении пола и колебаниях половой пропорции. Собрав и осветив громадную литературу по данному вопросу и критически проанализировав собранные по первоисточникам статистические материалы, А. А. Чупров останавливается на стройной обобщающей теории происхождения пола и причин колебания половой пропорции — теории, которой придерживается в настоящее время большинство демографов.

Отдельные положения этой теории выдвигались различными авторами (в том числе Лексисом) и до работы Чупрова, но обобщение работ своих предшественников и создание на основе новых самостоятельных материалов цельной стройной теории принадлежит главным образом А. А. Чупрову.

В работе А. А. Чупрова, о которой идет речь и которая по теме близко соприкасается с чисто биологическими и медицинскими вопросами, поражает необыкновенная эрудиция и начитанность А. А. Чупрова в этих специальных отраслях знания.

Вкратце теория эта сводится к следующему. Пол плода определяется уже при зачатии; при этом половой состав зачинаемых существенно различен от полового состава рождающихся в смысле гораздо более высокого процента мальчиков среди зачинаемых, чем среди рождающихся (живыми). Различия эти обусловливаются внутриутробной смертностью и убылью в форме выкидышей и мертворождений, причем мужские плоды гибнут в гораздо большем количестве, чем женские. Действительно, среди рождающихся живыми на 100 девочек приходится 105—107 мальчиков, среди мертворожденных — 125—130, а среди выкидышей, не считая ранних стадий беременности до 3 месяцев (когда пол плода по наружному осмотру не может быть определен), половая пропорция составляет около 160—170. Половая пропорция среди выкидышей тем выше, чем ближе время зачатия, причем в самые ранние стадии беременности она, вероятно, доходит среди выкидышей до 700—800 мужских плодов на 100 женских. Путем остроумных сопоставлений и вычислений А. А. Чупров приходит к заключению, что половой состав всех выкидышей в ранние и поздние периоды беременности составляет не менее 440 мальчиков на 100 девочек. Вместе с тем внутриутробная смертность вообще очень высока и мимовольные выкидыши представляют весьма частое явление. А. А. Чупров определяет частоту мимовольных выкидышей в 25% всех брачных зачатий и в 33% внебрачных зачатий, причем считает эти числа минимальными. Комбинируя все эти данные, можно прийти к заключению, что половая пропорция при зачатии должна составлять не менее 125—130 мальчиков на 100 девочек. Таким образом, половой состав рождающихся определяется, с одной стороны, половым составом зачинаемых, а затем величиной внутриутробной смертности, т. е. частотой мимовольных выкидышей, причем внутриутробная смертность мужских плодов всегда значительно выше смертности женских плодов. Отсюда следует, что изменения в половом составе рождающихся обусловливаются главнейшим образом изменениями в величине

внутриутробной смертности, т. е. большей или меньшей частотой мимовольных выкидышей. Чем больше количество выкидышей, тем меньше пропорция рождающихся мальчиков, и наоборот.

С точки зрения этой теории легко объясняются известные отклонения полового состава рождающихся, т. е. пониженная пропорция рождающихся мальчиков среди внебрачных, среди городского населения и т. д. С этой же точки зрения А. А. Чупров склонен объяснить и наблюдаемое с течением времени понижение этой пропорции в культурных странах. Падение рождаемости, связанное со все бо́льшим распространением неомальтузианской практики, ведет, по-видимому, к понижению способности женщин вынашивать плод и к увеличению количества мимовольных выкидышей и тем самым к понижению пропорции рождающихся мальчиков.

Для окончательной убедительности в логической цепи положений развитой А. А. Чупровым теории недостает некоторых звеньев, а именно фактических данных о половом составе плодов в первые месяцы беременности. В поисках этих данных он обратил свое внимание на возможность их получения в России. В настоящее время в СССР производство искусственных выкидышей разрешено, причем разрешения выдаются особыми районными комиссиями; количество таких разрешенных искусственных выкидышей у нас очень велико и, например, в Ленинграде в 1929 г. превысило 20 000, в Москве в 1925 г. — 15 000. Уже будучи больным, летом 1925 г. А. А. Чупров обратился в Ленинградское статистическое бюро с письмом, выдержки из которого приводим:

«Позвольте мне привлечь Ваше внимание к одной проблеме, которую Ваше бюро имеет возможность без чрезмерных, как мне думается, затруднений осветить в мере, доселе представлявшейся исследователям вопроса совершенно недостижимой». «Кратко формулируя, дело сводится к тому, что половой состав рождающихся определяется не только половым составом зачинаемых, но также убылью в форме выкидышей, вольных и невольных, за время от зачатия до той стадии развития, когда появляющийся на свет плод попадает на обычный статистический учет в качестве живо- или мертворожденного младенца. Как свидетельствуют имеющиеся данные, среди выкидышей сильно перевешивают мальчики и перевес оказывается тем сильнее, чем более ранние стадии подвергаются рассмотрению. Отсюда вывод, что доля мальчиков среди зачинаемых должна быть очень значительно выше тех 105—107 на 100 девочек, с которыми демографы привыкли иметь дело. К сожалению, имеющиеся наблюдения (лучшими могут почитаться гельсингфорские, магдебургские и будапештские) не только неполны, особенно для ранних стадий, но для ранних стадий и малонадежны в смысле учета пола. Притом при рассмотрении всех выкидышей вместе, намеренных и мимовольных, мы по доле мальчиков среди выкидышей данной стадии утробного развития не вправе судить о доле их в общей массе доношенных до этой стадии зачатий, так как частичная масса не представляется тут репрезентативной: привходит влияние большей вероятности для муж-

ского пола быть выкинутыми в форме недоноска. В силу всего этого оценка уровня перевеса мальчиков для ранних стадий развития представляет трудности, казавшиеся доселе непреодолимыми; можно было лишь с некоторой степенью вероятия наметить низшие границы (притом, можно думать, очень низкие по сравнению с действительностью). Вы располагаете сейчас возможностью выяснить вопрос статистически безукоризненно. Ходатайства о разрешении выкидыша, как равно и разрешение или отклонение ходатайства, не стоят в связи с полом плода. Для каждой данной стадии утробного развития совокупность выкидышей, произведенных в таком порядке, является строго случайной выборкой из основной массы. Большинство выкидышей приходится на второй и на третий месяцы беременности. Выкидыши производятся при участии врача, что дозволяет сравнительно надежно поставить регистрацию возраста и пола даже для сравнительно ранних стадий развития. Врачебный персонал, можно думать, не откажется принять на себя труд установления этих признаков. В крайности нет даже необходимости, чтобы регистрация велась всеми врачами. Достаточно, если сведения будут даны теми из них, кто, при понимании научной важности задачи, пойдет навстречу бюро. Добросовестное отношение к делу всего здесь существеннее: если будет давать сведения лишь половина врачей, то потребуется вдвое более долгий срок, чтобы накопить достаточно наблюдений, — иных невыгод с этим не сопряжено. А так как уже несколько сот высококачественных наблюдений дадут право на очень интересные выводы, то стоит предпринять исследование, заручившись сочувствием хотя бы части врачей. Быть может, даже практичнее идти поначалу прямо на то, чтобы ограничить регистрацию пола и возраста теми из врачей, на кого можно положиться; можно надеяться, что Ваши данные составили бы эпоху в деле изучения этого излюбленного демографами вопроса, сейчас вновь привлекающего к себе усиленное внимание в связи с ростом перевеса числа мальчиков за годы войны и примыкающие к военным».

Следующую группу демографических работ А. А. Чупрова составляют его исследования о влиянии войны на естественное движение населения. С началом мировой войны поступление статистических изданий и материалов из-за границы в Россию почти совершенно прекратилось. А. А. Чупров использовал свои поездки во время войны в Швецию и, работая в библиотеках Стокгольма, собрал по первоисточникам обширные статистические материалы для освещения этого вопроса. Данные эти были им изложены в работе «Война и движение населения» и в ряде изящных и глубоких очерков, помещенных в «Русских Ведомостях». В частности, в отношении влияния войны на брачность А. А. Чупров указал на новый, никем ранее не подмеченный факт резкого повышения брачности в воюющих странах в первые недели после объявления войны.

Другая группа работ А. А. Чупрова по демографии относится к вопросам критической оценки организации нашей официальной

дореволюционной статистики населения. В своей работе «По поводу плана преобразования статистической части Империи, предлагаемого Центральным статистическим комитетом» («Статистический вестник», 1916—1917, кн. 1 и 2) А. А. Чупров уделяет особое внимание статистике населения и, в частности, тем данным о численности населения России, которые публиковались Центральным статистическим комитетом в его «Статистическом ежегоднике». Подвергнув эти данные критическому анализу, А. А. Чупров отмечает всю их неправильность в смысле весьма значительного систематического преувеличения численности населения России. Причина этого крылась главным образом в том, что Центральный статистический комитет, пытаясь учесть механическое движение населения, хотя и весьма неточно, присчитывал переселяющихся в отдельные местности, в частности в Азиатскую Россию, но не скидывал выселяющихся со счета там, откуда они вышли. В результате получался двойной счет и резкое преувеличение количества населения России, дошедшее к 1917 г. почти до 15 млн.

Погруженный в глубокие и сложные исследования по теории статистики, А. А. Чупров при своей всесторонней талантливости и образованности, а также широких научных интересах являлся крупным авторитетом и в тех областях статистики, которыми специально не занимался.

Демографией А. А. Чупров специально не занимался, и тем не менее каждый русский специалист-демограф знал и чувствовал, что за советом и указаниями в сложных вопросах обращаться следует именно к нему и от него ждать компетентной критики и директив. Поэтому преждевременная кончина А. А. Чупрова представляет крайне тяжелую утрату для русской демографии. С его смертью нельзя отделаться от чувства известной растерянности и сиротелости. Русским демографам в настоящее время не к кому обратиться за советом и не от кого ждать указаний о нужном направлении их работ.

ЕСТЕСТВЕННОЕ ДВИЖЕНИЕ НАСЕЛЕНИЯ В ПЕТРОГРАДЕ[1]

Статистика естественного движения населения в Петрограде, как и в России вообще, была до Великой Октябрьской социалистической революции основана на церковной регистрации актов гражданского состояния. Учет данных этой регистрации был в Петрограде сосредоточен в Статистическом отделении Петроградской городской управы и организован по карточной системе. Духовенство всех вероисповеданий помимо записей в метрические книги регистрировало каждый совершенный брак и каждого родившегося, над которым совершался тот или иной религиозный обряд, на отдельные статистические карточки, составленные по расширенной, сравнительно с метриками, программе собираемых сведений, и регулярно пересылало эти карточки в Статистическое отделение, где карточки и подвергались статистической разработке. Для статистики умерших Статистическое отделение не пользовалось церковными записями. Она была основана на данных врачебной регистрации причин смерти. Согласно изданному в 1867 г. закону в Петрограде умершие не могли быть погребены без предъявления медицинских свидетельств о смерти. Свидетельства эти, выдававшиеся врачом, пользовавшим умершего, и составлявшиеся по однообразной, установленной Статистическим отделением форме, предъявлялись родственниками или окружающими умершего в участковые управления, откуда в обмен получались разрешительные билеты на погребение. Самые свидетельства затем пересылались участковыми управлениями в Статистическое отделение, где и разрабатывались.

Вышеуказанная система нарушилась уже после февральской революции 1917 г. Многие церковные приходы прекратили доставление и составление статистических карточек о браках и родив-

[1] Опубликовано в кн.: Материалы по статистике Петрограда (вып. 1, Петроград, 1920), изданной Петроградским столичным статистическим бюро Центрального статистического управления РСФСР. Публикуемая работа С. А. Новосельского имеет особенно большой интерес с точки зрения истории становления советской статистики естественного движения населения (на примере Петрограда), а также богатейших фактических материалов, приводимых автором. Печатается с сокращениями. — *Прим. ред.*

шихся; с уничтожением участковых управлений прекратилось и доставление медицинских свидетельств о смерти. Свидетельства эти стали предъявляться непосредственно на кладбища, где нередко утеривались, или же во вновь возникшие милицейские управления, районные управы и т. п., где также нередко утеривались. Регулярное поступление свидетельств в Статистическое отделение прекратилось. Стали хоронить умерших и без медицинских свидетельств о смерти и вообще без всякой регистрации. В связи с введением гражданских похорон умершие и похороненные без церковных обрядов не попадали в церковные метрики и вместе с тем не регистрировались в каком-либо организованном гражданском порядке.

Вскоре после Октябрьской революции (в декабре 1917 г.) был издан декрет о гражданской регистрации актов состояния. Регистрация браков, родившихся и умерших была возложена на новые органы — местные (в Петрограде — районные) отделы записей актов гражданского состояния. Открытие и организация этих отделов происходили, однако, весьма постепенно, и в достаточно организованном виде большинство районных отделов в Петрограде возникло лишь в конце 1918 г. и начале 1919 г. Отсутствовала и однообразная система записей актов состояния. В конце 1917 г. прекратило свою деятельность Статистическое отделение городской управы. Централизованное собирание и разработка данных о естественном движении населения в Петрограде совершенно прекратились, и, таким образом, в течение всего 1918 г. и значительной части 1917 г. правильный учет этих важнейших явлений общественной жизни отсутствовал.

В 1919 г. в качестве центрального статистического органа для Петрограда было учреждено столичное статистическое бюро, сперва в виде статистического отдела Совета коммунального хозяйства, а затем как самостоятельный отдел исполкома и местный орган Центрального статистического управления. В этом же году во всех районах были окончательно организованы местные отделы записей актов гражданского состояния. Центральным отделом записей актов гражданского состояния установлены однообразные формы ведения метрических записей. Центральным статистическим управлением выработаны в статистических целях однообразные формы индивидуальной карточной регистрации, обязательные к заполнению местными отделами. Для упорядочения статистики умерших было издано распоряжение, подтверждающее недопустимость погребения без предъявления в районные отделы медицинских свидетельств о смерти по новой однообразной форме. С середины 1919 г. (с 1 июля) в статистическое бюро стали регулярно, ежедневно, поступать из всех районных отделов статистические карточки о всех браках, родившихся и умерших, занесенных за истекшую календарную неделю в соответствующие книги записей. Таким образом, текущая статистика естественного движения населения в Петрограде восстановилась лишь со середины 1919 г., после более двухлетнего перерыва.

Помимо организации текущей статистики естественного движе-

ния населения на статистическое бюро выпала нелегкая задача по разысканию и восстановлению данных за 1917 и 1918 гг. Окончательные итоги выяснятся лишь по нахождении и использовании всех имеющихся источников и после тщательной очистки собранных материалов от множественных записей. Вместе с тем следует отметить, что возможность восстановления вполне полных и точных цифр за 1917 и 1918 гг. представляется сомнительной. Что касается цифр за первую половину 1919 г., то они основаны не на карточном материале, а на произведенных в районных отделах общих подсчетах актов гражданского состояния, занесенных в соответствующие книги записей. Цифры эти достаточно полны.

В этом отношении из отдельных элементов гражданской регистрации в Петрограде исчерпывающая полнота может быть признана только за регистрацией браков. Это и понятно, так как в настоящее время только гражданские браки, зарегистрированные в районных отделах, порождают супружеские права и обязанности и церковные браки не могут быть заключены без предварительного гражданского брака. Иначе обстоит дело с регистрацией родившихся и умерших. Согласно требованию декрета заявление о рождении должно последовать в трехдневный со дня рождения срок, но на практике правило это почти не соблюдается и родившиеся обычно регистрируются с крайним запозданием: только 50—60% родившихся в данном календарном месяце регистрируются в течение того же месяца, остальные же регистрируются на второй-третий месяц после рождения и даже позже. При таких условиях естественно, что часть родившихся и умерших в течение первых дней и недель после рождения не попадает в записи о родившихся. Не заносится в записи о родившихся часть мертворожденных.

Не исчерпывают явления и записи умерших. Несмотря на ясное и определенное требование декрета о недопустимости погребения без заявления и регистрации в районных отделах, некоторая определенная часть умерших в отделах не регистрируется. Малоудовлетворительным является и качество представляемых районными отделами статистических карточек. Оставление ряда важных вопросов без ответа и неудовлетворительные в статистическом отношении ответы представляют здесь обычное явление.

Для улучшения гражданской регистрации с качественной, а отчасти и с количественной стороны, в статистических целях наиболее желательной являлась бы передача всего дела гражданской регистрации актов состояния в ведение статистических органов (ЦСУ и его местных отделов).

Все вышеуказанные оговорки необходимо иметь в виду при рассмотрении нижеприводимой таблицы, в которой сопоставлены абсолютные и относительные числа браков, родившихся и умерших в Петрограде за последние 25 лет. Это особенно относится к цифрам 1917—1918 гг. Что касается 1919 г., то некоторые пробелы в этих данных не имеют особенно существенного значения, так как и общем пробелы эти не являются очень большими. Боль-

шое значение для 1919 г. имеет отсутствие достаточно определенных сведений о средней численности населения в этом году и вытекающая отсюда затруднительность определения достаточно точных коэффициентов для отдельных элементов естественного движения населения. Для прежних межпереписных лет цифры населения определены путем интерполирования. Для 1918 г. имеется достаточно точная цифра населения благодаря произведенной 1 июня данного года переписи. Эта же перепись подтвердила невозможность без существенных поправок пользоваться для определения численности населения данными о числе выданных или прикрепленных продовольственных карточек. Количество населения Петрограда по переписи определялось в 1 469 000 человек, число же выданных петроградским жителям к началу июня продовольственных карточек составляло 1 796 000, т. е. было на 327 000, или 22%, выше действительного числа населения. В дальнейшем это расхождение между действительным количеством населения и количеством выданных карточек все более и более увеличивалось.

В приведенной таблице обращают на себя внимание ненормальные соотношения отдельных элементов естественного движения населения, создавшиеся за последние годы. Уже на второй год войны (в 1915 г.) вместо обычного, свойственного всем сколько-нибудь крупным агломерациям превышения числа родившихся над числами умерших число умерших оказалось на 910 более числа родившихся, в 1916 г. — на 9792, в 1917 г. — 22 000, а в 1918 г. число умерших было больше числа родившихся почти в 3 раза и в 1919 г. — более чем в 5 раз. Число браков, обычно составляющее примерно 1/5 числа родившихся, в 1919 г. оказалось в полтора раза больше числа родившихся. Уже эти данные указывают, что 1919 г. является исключительным по высокой смертности, низкой рождаемости и высокой брачности.

Брачность. За последние 19 лет, предшествовавшие войне (1895—1913), коэффициент брачности (число браков на 1000 населения) в Петрограде колебался от 5,4 до 7,1, причем указанная низшая цифра приходилась на годы русско-японской войны (1904—1907 гг.). Без учета этих годов обычный уровень брачности в Петрограде держался в гораздо более узких пределах — от 5,8 до 6,5. В среднем за 5-летие, предшествовавшее последней войне (1909—1913 гг.), брачность составляла 6,2. Сравнительно со столичными и другими более крупными городами Западной Европы брачность в Петрограде стояла на очень низком уровне.

Россия в целом, как известно, всегда выделялась по сравнению с другими странами своей высокой брачностью. За последние годы перед войной из всех европейских государств брачность была выше, чем в России, только в Сербии, Болгарии, Румынии и Венгрии (9,9—9,2). В России брачность составляла 8,4. В других странах брачность колебалась: от 7,8—7,9 — в Германии, Франции и Бельгии, от 6,0 — в Швеции и 5,2 — в Ирландии. Высокая брачность в России, однако, зависела всецело от высокой брачности сель-

Таблица 1

Естественное движение населения в Петрограде с пригородами за 1895—1919 гг.

Год	Население к середине года	Число заключенных браков	Родившиеся живыми	Умершие	Естественный прирост	На 1000 населения			
						заключенных браков	родилось	умерло	естественный прирост
1895	1 202 100	7 721	35 478	31 552	3 926	6,4	29,5	26,2	3,3
1896	1 242 700	7 253	36 607	33 607	3 000	5,8	29,5	27,0	2,5
1897	1 284 500	8 097	39 631	31 983	7 648	6,3	30,9	24,9	6,0
1898	1 327 600	8 082	40 113	34 174	5 939	6,1	30,2	25,7	4,5
1899	1 372 100	8 487	41 840	33 673	8 167	6,2	30,5	24,5	6,0
1900	1 418 000	8 599	43 300	36 520	6 780	6,1	30,5	25,8	4,7
1901	1 461 600	8 564	43 669	36 414	7 255	5,9	29,9	24,9	5,9
1902	1 503 200	8 804	46 906	34 342	12 564	5,9	31,2	22,8	8,4
1903	1 545 900	9 070	47 191	38 467	8 724	5,9	30,5	24,9	5,6
1904	1 589 900	8 517	49 128	39 169	9 959	5,4	30,9	24,6	6,3
1905	1 635 100	9 056	49 177	42 935	6 242	5,5	30,1	3,8	3,8
1906	1 681 600	11 890	51 156	43 718	7 438	7,1	30,4	26,0	4,4
1907	1 729 500	12 206	57 304	44 232	13 072	7,1	33,1	25,6	7,5
1908	1 778 600	10 916	54 497	52 370	2 127	6,1	30,6	29,4	1,2
1909	1 829 200	10 713	55 916	46 724	9 192	5,9	30,6	25,5	5,1
1910	1 881 300	11 104	56 230	46 969	9 261	5,9	29,9	25,0	4,9
1911	1 950 300	12 225	56 966	41 635	15 331	6,3	29,2	21,3	7,9
1912	2 035 600	13 192	56 099	45 957	10 142	6,5	27,6	22,6	5,0
1913	2 124 600	13 403	56 155	45 446	10 709	6,3	26,4	21,4	5,0
1914	2 217 500	13 202	55 460	47 597	7 863	6,0	25,0	21,5	3,5
1915	2 314 500	11 569	51 956	52 866	—910	5,0	22,5	22,8	—0,3
1916	2 415 700	11 299	46 188	55 980	—9 792	4,7	19,1	23,2	—4,1
1917	2 420 000	14 800	38 700	61 000	—22 300	6,1	16,0	25,2	—9,2
1918	1 469 000	13 500	22 800	64 150	—41 350	9,2	15,5	43,7	—28,2
1919	800 000	18 672	12 428	65 347	—52 919	23,3	15,5	81,7	—66,2

ского населения, брачность же городского населения была гораздо ниже, составляя для всей совокупности городского населения около 7,0 при брачности сельского населения около 9,0. Различия в брачности городского и сельского населения России в действительности еще гораздо более выражены, если основывать их на более правильном измерении брачности, с устранением различий возрастного и семейного состава сравниваемых групп населения, относя числа браков не ко всему, а только к брачноспособному населению — холостым, девицам, вдовым и разведенным в возрасте выше 15 лет. Брачность для городского населения при таком способе измерения выражалась цифрой 21,6 и брачность сельского населения — 44,9.

Война вызвала резкое понижение и без того низкой петроградской брачности: в 1915 г. брачность упала до 5,0 и в 1916 г. до 4,7 на 1000 населения. В 1917 и 1918 гг. брачность в Петрограде довольно быстро растет, а в 1919 г. достигает совершенно исключительного, небывалого уровня (23,2 брака на 1000 жителей), создавая, по-видимому, мировой рекорд в этом отношении. Действительно, демографическая история не знает коэффициентов брачности не только равных петроградской цифре 1919 г., но даже сколько-нибудь к ней приближающихся. Уже коэффициенты в 11—12 на 1000 жителей принадлежат к редким явлениям, примером же более высоких коэффициентов можно найти очень немного.

Распределение браков по месяцам 1919 г. представляет значительные своеобразные отличия от прежнего, обычного для Петрограда. Сезонные колебания в числе браков обусловливались помимо разнообразных хозяйственных и личных мотивов ограничениями религиозного характера (для православных и католиков), в смысле невозможности заключения браков во время постов. В связи с этим в Петрограде обычно минимальные числа браков приходились на июнь (петров пост), август (успенский пост), декабрь (рождественский пост) и на переходящие месяцы великого поста. В 1919 г. обычные сезонные колебания в значительной мере сгладились и наблюдавшиеся колебания находились, скорее, под влиянием не прежних мотивов, а военных призывов, установления новых льгот женам мобилизованных и мобилизуемых и т. п. Ниже сопоставлены относительные числа браков в Петрограде по отдельным месяцам за 1911, 1912, 1913 и 1919 гг. При сравнении цифр следует иметь в виду разницу стилей в 1911—1913 гг. и 1919 г.

При среднем ежедневном числе браков, равном 100, ежедневное число браков в отдельные месяцы составляло[1]:

---

[1] По формуле $\frac{N_1}{d_1} \cdot \frac{100 \cdot d}{N}$, где N — годовое число браков, N_1 — число браков в данном месяце, d — число дней в году и d_1 — число дней в данном месяце.

	1911 г.	1912 г.	1913 г.	1919 г.
Январь	182	296	165	90
Февраль	219	13	267	146
Март	7	6	7	49
Апрель	120	249	119	85
Май	137	94	109	124
Июнь	63	26	110	98
Июль	100	115	86	111
Август	49	47	42	102
Сентябрь	96	101	105	122
Октябрь	130	186	98	105
Ноябрь	101	104	92	102
Декабрь	8	10	8	70

Распределение браков *по семейному состоянию* брачащихся видно из нижеприведенного сопоставления данных за вторую половину 1919 г. (9592 брака).

	На 100 браков приходилось			
	с девицами	с вдовами	с разведенными	всего
Холостых	73,8	6,6	4,4	84,8
Вдовцов	6,0	2,4	0,5	8,9
Разведенных	4,7	0,8	0,8	6,3
Всего	84,5	9,8	5,7	100,0

По сравнению с прежними годами значительно понизилась пропорция чистых первых браков (холостых с девицами) и возрос процент повторных браков, особенно таких, где жених или невеста, или оба брачащихся разведенные, как видно из следующей таблицы:

Таблица 2

Процент браков	1908—1909 гг.	1915—1916 гг.	1919 г. (июль—декабрь)
Холостых с девицами	84,8	84,8	73,8
Холостых с вдовами	5,0	4,2	6,6
Холостых с разведенными	0,8	0,8	4,4
Вдовцов с девицами	6,3	6,3	6,0
Вдовцов с вдовами	2,3	2,7	2,4
Вдовцов с разведенными	0,1	0,1	0,5
Разведенных с девицами	0,5	0,9	4,7
Разведенных с вдовами	0,1	0,1	0,8
Разведенных с разведенными	0,1	0,1	0,8
Всего	100,0	100,0	100,0

Во время войны (1915—1916 гг.) состав брачащихся в Петрограде в отношении сравнительной частоты первых браков не изменился. Пропорция браков холостых с вдовами несколько понизилась, пропорции браков вдовцов с девицами и вдовцов с вдовами остались почти без изменений. Немного увеличилось число браков разведенных.

В нижеследующей таблице приведены данные *о возрастном составе* вступивших в брак во второй половине 1919 г. в сопоставлении с аналогичными величинами для Петрограда за 1908—1909 гг. и 1915—1916 гг.

Таблица 1

Из 100 брачащихся было в возрасте, лет	Женихи			Невесты		
	1908—1909 гг.	1915—1916 гг.	1919 г.	1908—1909 гг.	1915—1916 гг.	1919 г.
20 и менее	7,6	6,7	4,1	29,5	20,0	22,2
21—25	30,9	31,8	27,6	38,0	41,0	40,0
26—30	34,7	31,6	31,4	18,5	18,9	21,3
31—35	14,5	14,2	7,5	7,4	7,4	8,9
36 и старше	12,3	15,7	19,1	6,5	6,7	7,6
Всего	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Как видно из таблицы, в 1919 г. значительно сократилось число браков в молодом возрасте за счет увеличения браков в средних и старших возрастных группах.

Рождаемость. До последней войны коэффициент рождаемости (число родившихся *живыми* на 1000 населения) в Петрограде с пригородами колебался в пределах от 33,1 в 1907 г. до 26,4 в 1913 г. За 1909—1913 гг. рождаемость составляла 28,7 на 1000 населения. По сравнению со столичными и другими более крупными городами Западной Европы Петроград занимал по высоте рождаемости одно из первых мест.

Превосходя по величине значительную часть европейских городов, петроградская рождаемость сравнительно со всей Россией, где рождаемость в среднем за 1909—1913 гг. составляла 44,3, была очень невысокой.

Рождаемость русского городского населения значительно уступала рождаемости сельского населения, составляя за последние годы перед войной 33,4 при сельской рождаемости, равной 45,1. Главной причиной этого явления следует признать сознательное регулирование деторождений горожанами в зависимости от совокупности окружающих их жизненных и экономических условий. При этом сравнительно низкая рождаемость в русских городах обусловливалась преимущественно низкой *брачной* плодовитостью; внебрачная же плодовитость в городах была значительно выше, чем среди сельского населения:

Население	Число брачных рождений на 1000 замужних женщин 15—49 лет	Число внебрачных рождений на 1000 незамужних женщин 15—49 лет
Городское . . .	247,2	31,4
Сельское . . .	307,0	13,1

Рождаемость в Петрограде еще до войны, начиная примерно с 1907—1908 гг., непрерывно понижалась. С 30,6 в 1908 г. коэф-

фициент рождаемости в 1913 г. упал до 26,4, а в 1914 г. — до 25,0. Война резко усилила этот процесс: в 1915 г. рождаемость составляла только 22,5, в 1916 г. — 19,1, в 1917 г. — около 16,0 и в 1918—1919 гг. — около 15,0.

Почти повсеместное падение рождаемости за последние 20—25 лет перед войной представляет общеизвестный факт.

Известно также влияние войн на сокращение рождаемости. Последняя война с ее небывалыми размерами по количеству участвовавших и по продолжительности вызвала во всех воевавших странах крайне резкое уменьшение числа рождений.

Рождаемость в Петрограде понизилась в 1919 г. до крайне низкой цифры (около 16,0), несмотря на исключительно высокую брачность с конца 1918 г. и на то, что Россия закончила войну еще в 1917 г. Одним из моментов, препятствующих восстановлению рождаемости, является гражданская война. Главной же причиной следует признать волевое ограничение деторождений в связи с исключительно тяжелыми условиями жизни петроградцев. Нельзя также отрицать возможности массового понижения способности к воспроизведению рода в связи с голодом. Действительно, недостаточное питание, истощение, психические переживания нередко ведут, как это хорошо известно петроградским врачам, к аменорее и другим патологическим изменениям женской половой сферы и, очевидно, также к временному или даже стойкому бесплодию.

Следует, впрочем, отметить, что за последние месяцы петроградская рождаемость стала немного повышаться. Так, число родившихся в Петрограде составляло: в июле и августе 1919 г. — 1747, сентябре и октябре — 2190, ноябре и декабре — 2558, а в январе и феврале 1920 г. — 2957.

Некоторую часть отмеченного увеличения следует отнести на прогрессирующее улучшение и бóльшую полноту регистрации родившихся, но значительная часть этого возрастания, вероятно, отражает действительно происходящий рост количества рождений в связи со скрытым подъемом браков в начале 1919 г.

Из общего числа (6495) родившихся в Петрограде за вторую половину 1919 г. 5637, или 86,8%, было *брачных* детей и 858, или 13,2%, детей *внебрачных*. Принимая во внимание исключительно высокую брачность, существующую в Петрограде с конца 1918 г., указанный процент должен быть признан высоким, хотя он и ниже соответственных величин за прежние годы.

Процент внебрачных рождений в Петрограде с пригородами составлял:

1909 г. . . .	16,7	1914 г. .	14,4
1910 г. . . .	16,3	1915 г. . .	14,6
1911 г. . . .	16,3	1916 г. . .	15,9
1912 г. . . .	15,6	1919 (июль—	
1913 г. . . .	14,7	декабрь)	13,2

Пропорция внебрачных рождений перед войной почти непрерывно понижалась, но во время войны обнаружила наклонность

к повышению, как своего рода естественная компенсация за пониженную благодаря войне брачность и общую рождаемость.

В числе родившихся за вторую половину 1919 г. было 3368 *мальчиков* и 3127 *девочек*. На 100 девочек, таким образом, приходилось 107,7 мальчика. Пропорция эта значительно выше средней для Петрограда за 10-летие 1907—1916 гг., когда она составляла 104,5 мальчика на 100 девочек. В табл. 4 сопоставлены ежегодные величины этих соотношений.

Таблица 4

Годы	На 100 девочек родилось мальчиков		
	среди брачных	среди внебрачных	всего
1907	103,8	103,1	103,6
1908	105,0	104,5	104,9
1909	105,8	107,3	106,0
1910	103,6	102,4	103,4
1911	106,1	104,8	105,9
1912	103,7	100,4	103,2
1913	104,8	104,4	104,7
1914	103,6	102,9	103,5
1915	105,0	103,2	104,8
1916	105,3	103,3	105,0
1907—1916 (среднее)	104,6	103,7	104,5
1919 (июль—декабрь)	106,5	116,1	107,7

Смертность. За последние 19 лет, предшествовавшие войне (1895—1913 гг.), общий коэффициент смертности (число умерших на 1000 населения) в Петрограде с пригородами колебался в пределах от 29,4 в 1908 г. (эпидемия холеры) до 21,3 в 1911 г.

В среднем за пятилетие, предшествовавшее войне (1909—1913 гг.), коэффициент смертности в Петрограде составлял 23,2. По сравнению со столичными городами и другими крупными городскими центрами Западной Европы эта цифра являлась высокой.

Высота общего коэффициента смертности зависит, как известно, с одной стороны, от санитарных и социально-экономических условий жизни данной массы населения, а с другой — от возрастного состава данного населения. Сравнение общих коэффициентов смертности в целях уяснения влияния в этом отношении внешних условий возможно лишь для более или менее однородных по возрастному составу масс населения. Определенные выводы относительно различий и особенностей смертности возможны лишь путем определения коэффициентов смертности отдельных возрастных групп, с одной стороны, а с другой — путем определения стандартизованных коэффициентов, с устранением влияния на раз-

личия коэффициентов смертности от различий возрастного состава сравниваемых масс населения [1].

Типичным примером недостаточности общего коэффициента смертности как мерила могут служить различия коэффициентов для Петрограда и городского населения России вообще и коэффициентов для России в целом, отражающих преимущественно смертность сельского населения, составлявшего, как известно, 87% населения России. Общий коэффициент смертности для Европейской России за 1909—1913 гг. составлял 28,8, а для Петрограда — 23,2; между тем смертность почти всех отдельных возрастных групп в Петрограде была выше. Соответственно этому и стандартизованный коэффициент смертности для Петрограда был выше, чем коэффициент для всей России. Объясняется это резким преобладанием среди петроградского населения, как и среди городского населения вообще, групп молодого рабочего возраста и относительно меньшим количеством детей и стариков по сравнению с сельским населением и всем населением России, как это видно из табл. 5.

Таблица 5

Возраст, лет	На 100 населения	
	в Петрограде по переписи 1910 г.	в Европейской России по переписи 1897 г.
0—4	9,6	15,1
5—9	7,4	12,2
10—19	18,4	21,4
20—29	26,1	15,8
30—39	18,0	12,4
40—49	10,7	9,4
50—59	5,7	6,7
60 и старше	4,1	7,0
Всего	100,0	100,0

Таким образом, Петроград, как и крупные городские центры, вообще должен, при прочих равных условиях, всегда давать более низкий общий коэффициент смертности, чем население целых стран, уже в силу своего возрастного состава. Это необходимо иметь в виду при оценке той смертности, какая имеется в Петрограде в настоящее время.

За время войны общий коэффициент смертности в Петрограде несколько повысился: в 1914 г. он составлял 21,5, в 1915 г. — 22,8 и в 1916 г. — 23,2. Часть наблюдавшегося повышения следует при этом отнести на счет воинских чинов, эвакуированных больны-

[1] Путем построения принятого Международным статистическим институтом и предложенного Кереши так называемого показателя смертности или же построением принятых в английской статистике естественного движения населения так называемых исправленных коэффициентов смертности — *Прим. авт.*

ми и ранеными с фронта и умерших в петроградских госпиталях и лазаретах. Из 55 980 умерших в Петрограде в 1916 г. было 1225 воинских чинов (из них 1139 умерших от ран и повреждений, полученных на войне).

В 1917 г. смертность в Петрограде повысилась примерно до 25 на 1000 населения, в 1918 г. — до 43 и в 1919 г. превысила 80. При этом резкое повышение смертности в 1918 г. обнаружилось лишь со второй половины года: из общего числа (64 000) умерших в 1918 г. в Петрограде за первую половину года умерло около 23 000, а за вторую половину, при почти вдвое меньшем населении, умерло 41 000. Смертность во второй половине 1918 г. уже держалась на уровне 70—80 на 1000 населения.

За первые 4 месяца текущего года смертность в Петрограде еще повысилась по сравнению с 1919 г. За январь — апрель 1920 г. умерло в Петрограде 20 911, что при 700 000 населения дает годовой коэффициент смертности, близкий к 90 на 1000 населения. Исключительно высокая смертность в Петрограде держится, таким образом, почти 2 года и не является острым кратковременным повышением, а имеет затяжной характер.

Современный петроградский коэффициент смертности настолько исключителен по своей высоте, что трудно найти в демографической истории примеры коэффициентов, не только аналогичных петроградскому, но даже приближающихся к нему.

Для Петрограда данные о смертности имеются более чем за 150 лет (с 1764 г.). За все это время коэффициент смертности превышал 40 на 1000 населения 21 раз, преимущественно в годы холерных эпидемий. Годы эти следующие:

1790 г. . . . 40,7	1808 г. . . . 51,3	1846 г. . . . 51,9
1799 г. . . . 43,5	1813 г. . . . 42,3	1848 г. . . . 65,5
1800 г. . . . 49,0	1840 г. . . . 41,3	1849 г. . . . 45,2
1801 г. . . . 41,7	1845 г. . . . 52,4	1852 г. . . . 40,3

Стойкая высокая смертность отмечается до войны в восточных губерниях Европейской России (Вятской и Пермской), где коэффициент редко опускался ниже 39—40 на 1000 населения.

Острые повышения коэффициента смертности в России (данные с 1867 г.) наблюдались особенно в 1872 г. (холера, неурожай; коэффициент — 41,2), в 1882 г. (неурожай; коэффициент — 40,4), в 1892 г. (неурожай, холера, сыпной тиф; коэффициент — 41,0). В отдельных губерниях Европейской России в 1892 г. смертность в связи с холерой и тифом доходила до 60 на 1000 населения (Самарская губерния, Кубанская область, Астраханская губерния).

О том, как сложилась смертность в Европе в настоящее время в результате войны и экономической разрухи, мы, к сожалению, не имеем сведений. Имеющиеся некоторые общие данные для целых стран за время войны свидетельствуют о значительном повышении смертности в воевавших странах. Речь идет только о гражданском населении, не считая военных потерь (на 1000 населения).

Год	Германия	Франция	Англия
1913	15,0	17,8	13,8
1914	15,5	19,6	14,0
1915	16,6	20,2	15,7
1916	18,7	20,9	14,0
1917	19,4	25,0	
1918	24,7		

Основанные на карточной регистрации данные *о повозрастном распределении умерших* в Петрограде в 1919 г. имеются только для второй половины года (июль — декабрь). Если принять повозрастное распределение населения в 1919 г. тождественным распределению при переписи 1 июня 1918 г., а общую численность населения за вторую половину 1919 г. равной 700 000, то коэффициенты смертности отдельных возрастных групп за вторую половину 1919 г. представляются в следующем виде (по расчету на год).

	На 1000 населения данного возраста умерло		
Возраст, лет	1910—1911 гг.	1919 г. (июль—декабрь)	При коэффициенте 1910—1911 гг., равном 100, коэффициент в 1919 г. составляет
1—4	52,7	166,3	315
5—9	6,8	42,0	618
10—14	3,9	20,1	515
15—19	5,7	23,7	416
20—29	7,6	31,4	413
30—39	11,2	35,0	313
40—49	19,0	61,3	308
50—59	31,9	125,9	395
60 и старше	71,6	309,5	432

Приведенные коэффициенты повозрастной смертности в 1919 г. не могут претендовать на особенную точность ввиду возможных и вероятных частичных изменений возрастного состава населения в 1919 г. по сравнению с составом по переписи 1918 г.

Среди вышеприведенных повозрастных коэффициентов нет данных о смертности грудных детей в возрасте до 1 года. Смертность в этом возрасте измеряется сопоставлением с числом родившихся, ввиду чего эти данные выделены из вывода, основанного на сопоставлении чисел умерших с числом живущих соответствующего возраста. Вместе с тем эти данные (предварительные) имеются не только для второй половины, но и для всего 1919 г. Число умерших детей в возрасте до 1 года составляет согласно этим данным 4980 при числе родившихся 12 428, что дает детскую смертность до 1 года, равную 40,1% родившихся. Цифра эта значительно превышает среднюю смертность детей в возрасте до 1 года в Петрограде за 10-летие 1907—1916 гг.

На 100 родившихся умерло в возрасте до 1 года в Петрограде с пригородами

1907 г.	24,4	1913 г.	23,1
1908 г.	27,7	1914 г.	24,9
1909 г.	23,9	1915 г.	25,3
1910 г.	25,5	1916 г. . . .	28,4
1911 г.	23,3	1907—1916 гг.	
1912 г.	25,1	*(среднее)* . . .	25,1
		1919 г. . . .	40,1

В действительности смертность грудных детей в Петрограде в 1919 г. была еще выше, принимая во внимание, что часть грудных детей (в некоторых районах до 30% родившихся) усиленно вывозилась родителями из Петрограда, и, таким образом, число умерших относится не ко всему числу, а только к части родившихся.

Из общего числа (25 464) умерших за вторую половину 1919 г. было 13 213 *мужчин* и 12 251 *женщина*. Принимая половой состав населения во второй половине 1919 г. одинаковым с половым составом, определенным переписью 1918 г., смертность мужского пола составляет (по расчету на год) 78,5 на 1000 мужского населения, а смертность женщин — 67,4 на 1000 женского населения. Соотношение мужской и женской смертности 100:86 одинаково с соотношениями в прежние, довоенные, годы (100:86).

Из ближайших причин смерти во вторую половину 1919 г. наиболее частыми были:

	Число умерших	Процент к общему итогу
Крупозная и катаральная пневмония	3 206	12,6
Дизентерия	3 042	11,9
Острые желудочно-кишечные заболевания	2 501	9,8
Голодное истощение	2 237	8,8
Бугорчатка	1 571	6,2
Насильственная смерть	1 288	5,1
Сыпной тиф	956	3,8
Старческий маразм	874	3,4
Грипп и испанская болезнь	616	2,4
Все прочие причины	9 173	36,0
Всего	25 464	100,0

Показанные выше 1288 случаев насильственной смерти распределяются следующим образом:

Повреждения и раны, полученные на фронте	—	600
Смерть от несчастных случаев	—	372
Самоубийства	—	66
Убийства	—	41
Род насильственной смерти не указан	—	209
Всего		1288

По отдельным *возрастным группам* соотношения вышеуказанных наиболее частых причин смерти в 1919 г. представляются в следующем виде:

Таблица 6

Причины смерти	Из 100 умерших умерло в возрасте, лет									
	0—1	1—4	5—9	10—14	15—19	20—29	30—39	40—49	50—59	60 и старше
Крупозная и катаральная пневмония	10,8	17,0	9,6	9,1	15,7	18,8	16,7	12,0	10,7	9,2
Дизентерия	7,3	22,0	35,0	42,6	19,7	10,5	8,3	8,6	9,1	6,5
Острые желудочно-кишечные расстройства	39,3	21,5	9,8	5,4	3,4	2,6	3,4	3,8	5,8	7,2
Голодное истощение	—	3,1	1,9	1,2	4,0	3,2	5,6	12,4	16,7	13,4
Бугорчатка	1,2	3,7	5,6	5,2	8,2	11,5	13,1	10,2	6,1	2,5
Насильственная смерть	0,4	0,6	3,7	6,1	13,3	16,5	7,9	4,0	2,1	1,2
Сыпной тиф	0,2	0,1	0,7	1,2	7,4	8,9	8,0	6,9	4,5	1,3
Старческий маразм	—	—	—	—	—	—	—	0,3	1,1	14,1
Грипп и „испанка"	1,2	1,2	1,4	2,6	4,6	4,6	4,8	2,7	2,3	1,2
Все прочие причины	39,6	30,8	32,3	26,6	23,7	23,4	32,2	39,1	41,6	43,4
Всего	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Для уяснения, насколько повысилась во второй половине 1919 г. смертность от отдельных болезней сравнительно с довоенным временем, в табл. 7 сопоставлены коэффициенты смертности от отдельных причин за второе полугодие 1919 г. и за вторые полугодия 1911—1913 гг. [1].

Сравнительно с 1911—1913 гг. из острозаразных болезней наиболее резко (в несколько сот раз) в 1919 г. увеличилась смертность от сыпного и возвратного тифа. При оценке этого увеличения необходимо иметь в виду, что за взятые три полугодия 1911—

[1] Ввиду нередкого смешения в медицинской литературе демографического термина «смертность *от* какой-либо болезни» (коэффициент смертности) с более узким медицинским понятием смертельности, летальности какой-либо болезни или смертности *при* какой-либо болезни представляется небесполезным лишний раз отметить, что смертность от какой-либо болезни есть отношение числа умерших от данной болезни к числу населения, а смертность *при* данной болезни (смертельность, летальность) — отношение числа умерших от данной болезни к числу больных этой болезнью. Смертность от болезней представляет функцию двух переменных — заболеваемости и смертельности. Обозначая буквой d числа умерших от какой-либо болезни, буквой m — числа больных этой болезнью и буквой p — числа населения, имеем $\frac{d}{p} = \frac{m}{p} \cdot \frac{d}{m}$. — *Прим. авт.*

Таблица 7

Причины смерти	На 10 000 населения умерло (по расчету на год)		При цифре 1911—1913 гг., равной 100 цифра 1919 г. составляет
	1911—1913 гг. июль—декабрь	1919 г. июль—декабрь	
Оспа	0,3	9,2	3 066
Корь	6,6	12,5	189
Скарлатина	3,6	6,9	192
Коклюш	2,1	2,8	133
Грипп и испанская болезнь	1,5	17,6	1 173
Дифтерия	2,2	5,1	231
Брюшной тиф	6,7	3,4	51
Сыпной тиф	0,1	27,3	27 300
Возвратный тиф	0,01	5,0	50 000
Дизентерия	2,5	86,9	3 476
Крупозная и катаральная пневмония	24,9	91,6	368
Бугорчатка (всех форм)	33,0	44,9	136
Острые желудочно-кишечные расстройства	32,5	71,5	220
Старческая дряхлость	5,8	25,0	431
Насильственная смерть (без воинских чинов, умерших от ран, полученных на фронте)	9,5	18,8	198

1913 гг. сыпного и возвратного тифа в Петрограде почти не было, за эти полугодия от сыпного тифа умерло 10 человек и от возвратного тифа — 2. Вместе с тем оба тифа при свойственной им сезонной периодичности во второй половине 1919 г. находились еще в периоде начального нарастания, достигнув максимума в первые месяцы 1920 г.: за июнь — декабрь 1919 г. умерло от сыпного тифа 956 человек и от возвратного — 176, а за январь — апрель 1920 г. от сыпного тифа умерло 4008 человек и от возвратного — 1517.

Смертность от *всех* указанных в таблице острозаразных болезней с 25,6 на 10 000 населения в 1911—1913 гг. повысилась в 1919 г. до 176,7. Таким образом, вызванное возрастанием острозаразной смертности повышение общего коэффициента смертности составляет около 15 на 1000 населения. Между тем общая смертность в 1919 г. повысилась более чем на 50 на 1000 населения, и, таким образом, бóльшая часть современного повышения петроградской смертности относится за счет других причин смерти, нежели острые инфекции. В действительности нет почти ни одной причины смерти, которая не усилилась бы в большей или меньшей степени в Петрограде в 1919 г. Резко возросла смертность от различного рода пневмоний, острых желудочно-кишечных заболеваний, болезней сердца, почек, мозга, апоплексии, старческого истощения. Повысилась и смертность от *туберкулеза*: с 33,0 на 10 000 жителей в июле—декабре 1911—1913 гг. до 44,9 в июле—декабре 1919 г. Повышение смертности от туберкулеза в 1919 г. не

выражено в такой резкой степени, как это имеет место для ряда других причин смерти.

Следует остановиться на причине смерти, представляющей в настоящее время массовое явление. Это смерти, квалифицируемые врачами в выдаваемых ими медицинских свидетельствах как «голодное истощение», «истощение от недоедания», «смерть от голода», «острое истощение» и т. п. Число умерших от этой причины составляет за вторую половину 1919 г. 2237 и за первые 4 месяца текущего года — 2144. По отдельным месяцам эти смерти распределялись следующим образом.

Умерло от голодного истощения

1919 г.		1920 г.	
июль	254	январь	654
август	266	февраль	662
сентябрь	182	март	509
октябрь	264	апрель	319
ноябрь	590		
декабрь	681		

Как видно, резкое увеличение чисел наблюдалось в зимние месяцы, когда к недостаточному питанию присоединилось еще влияние холода.

Голод и холод являются основными причинами той исключительно высокой смертности, которая наблюдается в настоящее время в Петрограде, вызвав и создав массовое понижение жизненности и жизнестойкости населения и понизив до минимума сопротивляемость организма.

Естественный прирост населения за последние 20 лет до войны, бывший в Петрограде неизменно положительным, уже со второго года войны (с 1915 г.) стал отрицательным. Убыль населения вследствие превышения чисел умерших над числами родившихся в 1915 г. составляла 0,3 на 1000 населения, в 1916 г. — 4,1, в 1917 г. — 9,2, в 1918 г. — 28,2 и в 1919 г. — 66,2 [1].

---

[1] За истекший период после написания С. А. Новосельским этой работы произошли существенные положительные изменения в здоровье населения Ленинграда (как в довоенный период — до 1941 г., так и в послевоенный период — после 1945 г.). Об этом свидетельствуют, в частности, данные официальной статистики, а также исследования отдельных авторов (например, работы Е. Э. Бена, Л. С. Каминского, С. А. Новосельского, А. В. Свешникова, С. Я. Фрейдлина, З. З. Шпитниковой и др.).

Естественно, что положительные изменения в здоровье населения Ленинграда не являются специфическими только для этого города. Они отражают общие закономерности положительной динамики в здоровье советского народа (см. подробнее работы Г. А. Баткиса, М. С. Бедного, И. Д. Богатырева, Л. А. Брушлинской, С. В. Курашова, П. И. Куркина, А. М. Меркова, Б. В. Петровского, Е. А. Садвокасовой, В. В. Трофимова, Л. А. Сыркина, В. Я. Чикина и др.).— *Прим. ред.*

СМЕРТНОСТЬ И СЕМЕЙНОЕ СОСТОЯНИЕ НАСЕЛЕНИЯ [1]

В числе факторов, обусловливающих различия в продолжительности жизни отдельных групп населения, видное место занимает семейное состояние. Влияние семейного состояния на смертность, отмеченное впервые Бертильоном старшим, выражается более высокой смертностью холостых, девиц и вдовых по сравнению с женатыми и замужними. При этом влияние семейного состояния на смертность женщин выражено в гораздо меньшей степени, чем для мужчин, хотя обычно смертность девиц, за исключением возраста, совпадающего с началом половой жизни, превышает смертность замужних.

Причины, обусловливающие различия в смертности населения по отдельным категориям семейного состояния, имеют сложный характер. Наиболее существенное значение здесь, по-видимому, имеет брачное состояние само по себе, создающее более благоприятные условия для продолжительности жизни, чем состояние внебрачное, и способствующее более правильному и упорядоченному образу жизни, без свойственных внебрачному состоянию эксцессов и излишеств.

Спенсер и другие объясняют меньшую смертность женатых, влиянием отбора, т. е. тем, что в брак вступают преимущественно более здоровые, больные же, слабосильные, вырождающиеся и прочие остаются холостыми. Этот момент, несомненно, имеет значение, хотя, вероятно, не такое исключительное, какое ему придает Спенсер. Влияние отбора, очевидно, проявляется в более молодом возрасте; между тем смертность холостых выше смертности женатых во всех возрастных группах.

Против исключительного значения отбора говорит также высокая смертность вдовцов.

Другое объяснение высокой смертности холостых сводится к тому, что в брак вступают преимущественно более зажиточные, менее же обеспеченные чаще остаются холостыми. По этой гипотезе влияние семейного состояния на продолжительность жизни является лишь отражением влияния различной степени благосостояния. Гипотеза эта весьма удовлетворительно объясняет повышенную смертность пожилых девиц и вдов; что же касается высокой смертности холостых и вдовцов, то здесь указанное объяснение едва ли применимо. Вряд ли также имеется основание признавать среднюю зажиточность женатых более высокой, чем холостых, особенно среди рабочих.

Для изучения влияния семейного состояния на смертность необходимо сопоставление цифр умерших, дифференцированных по возрасту и семейному состоянию, с также дифференцированными цифрами населения. Сопоставление цифр живущих и умерших,

---

[1] Впервые опубликовано в «Вестнике общественной гигиены» (1912, № 8) Печатается с сокращениями. — *Прим. ред.*

распределенных только по семейному состоянию, или определение общих коэффициентов смертности ввиду резких различий возрастного состава по отдельным категориям семейного состояния могло бы, очевидно, привести к совершенно неправильным выводам.

Ввиду отсутствия в русской статистической литературе исследований о влиянии семейного состояния на смертность мною произведены нижеследующие вычисления для Петербурга (без пригородов), причем я остановился на данных об умерших за период времени в 4 года, примыкающий к переписи 1900 г., а именно за 1899—1902 гг. Петербургский материал представляет значительный интерес еще и потому, что помимо общего числа умерших по возрасту и семейному состоянию включает и цифры умерших по возрасту, семейному состоянию и некоторым причинам смерти — легочная бугорчатка, рак, алкоголизм и старческий маразм. Вопрос же о влиянии семейного состояния на частоту отдельных причин смерти почти совершенно не разработан.

Ниже сопоставлены повозрастные коэффициенты смертности от всех причин по отдельным категориям семейного состояния.

Из 1000 живущих данного возраста и семейного состояния умирало

Мужчины

Возраст, лет	Холостые	Женатые	Вдовцы
21—30	5,7	3,4	3,5
31—40	17,0	7,4	13,2
41—50	32,0	14,0	23,7
51—60	49,4	24,6	34,8
61—70	91,1	45,7	55,9
71 и старше	131,0	91,0	124,1

Женщины

Возраст, лет	Девицы	Замужние	Вдовы
21—30	4,4	5,5	4,4
31—40	7,1	6,9	6,4
41—50	10,4	10,3	10,7
51—60	18,1	16,9	18,8
61—70	36,1	36,7	37,8
71 и старше	95,5	115,9	100,2

Как видно, смертность холостых в Петербурге во всех возрастных группах резко (в 2 раза) превышала смертность женатых, т. е. получаются те же отношения, какие отмечены для всех государств, проследивших смертность в зависимости от семейного состояния. Смертность вдовцов в Петербурге значительно превышала смертность женатых, но была ниже смертности холостых.

Из приведенных выше данных усматривается, что цифры смертности вдовцов ниже цифр для холостых во всех возрастах и выше цифр смертности женатых во всех возрастах, ввиду чего едва ли имеются основания объяснять эту особенность Петербурга неполнотой сведений.

Смертность молодых замужних женщин выше смертности одновозрастных девиц; в возрасте 30—60 лет перевес переходит к девицам, а в возрасте 60 лет и старше смертность замужних вновь превышает смертность девиц. Цифры смертности молодых вдов немного ниже цифр для одновозрастных девиц и замужних, в пожилом же и старческом возрасте цифры для вдов являются более высокими. В общем различия цифр смертности по отдельным категориям семейного состояния для женщин менее велики и не могут идти в сравнение с теми крайне резкими различиями, какие имеются в этом отношении для мужчин. Сравнительно высокая смертность молодых замужних женщин, очевидно, стоит в связи с неблагоприятным влиянием вступления в половую жизнь и деторождения, оказываемым на здоровье и жизненность молодых женщин. Это неблагоприятное влияние выражено тем сильнее, чем моложе возраст замужних, как это наглядно явствует из нижеприведенных данных, где сопоставлены коэффициенты смертности девиц и замужних, распределенных по пятилетним возрастным группам, причем взят и очень молодой возраст — 16—20 лет. Из цифр видно, что коэффициент смертности молодых замужних с возрастом не только не увеличивался, но уменьшался в противоположность повозрастным изменениям коэффициентов смертности вообще и девиц в частности.

Из 1000 живущих данного возраста и семейного состояния умирало

Возраст, лет	Девицы	Замужние
16—20	3,7	6,4
21—25	4,4	5,7
26—30	4,5	5,3

Из имеющихся для Петербурга данных о причинах смерти в связи с семейным состоянием остановлюсь прежде всего на легочной бугорчатке. Ниже сопоставлены повозрастные коэффициенты смертности от бугорчатки по отдельным категориям семейного состояния.

Из 10 000 живущих данного возраста и семейного состояния умирало от легочной бугорчатки

Мужчины

Возраст, лет	Холостые	Женатые	Вдовцы
21—30	24,2	12,0	19,4
31—40	89,9	29,6	66,6
41—50	128,9	43,5	95,5
51—60	116,7	52,6	87,3
61—70	99,4	50,8	61,2
71 и старше	53,2	45,5	51,4

Женщины

Возраст, лет	Девицы	Замужние	Вдовы
21—30	18,1	21,5	22,4
31—40	27,5	22,3	23,6
41—50	23,0	21,4	22,9
51—60	27,7	19,3	25,1
61—70	34,4	24,6	27,3
71 и старше	35,1	17,3	35,7

Легочная бугорчатка являлась в рабочем возрасте причиной смерти 1/2—1/4 всех смертных случаев этого возраста. Поэтому понятно, что и различия в смертности от бугорчатки по отдельным категориям семейного состояния почти такого же характера, что и указанные выше различия в общей смертности; эти различия выражены в еще более резкой степени и, например, смертность холостых в возрасте 30—50 лет в 3 раза превышала смертность одновозрастных женатых, в остальных возрастах — в 2 раза. Смертность вдовцов от легочной бугорчатки выше смертности женатых, но ниже смертности холостых. Девицы во всех возрастах, за исключением молодого возраста — 20—30 лет, чаще умирали от бугорчатки, чем замужние; смертность вдов ниже смертности девиц, но выше смертности замужних.

Далее представлены цифры смертности от рака.

Из 10 000 живущих данного возраста и семейного состояния умирало от рака

Мужчины

Возраст, лет	Холостые	Женатые	Вдовцы
31—40	3,5	2,1	3,1
41—50	17,5	11,6	20,7
51—60	44,0	33,0	40,0
61—70	85,2	66,2	75,7
71 и старше	106,4	83,4	83,0

Женщины

Возраст, лет	Девицы	Замужние	Вдовы
31—40	4,4	5,3	6,3
41—50	9,8	16,7	19,2
51—60	24,6	32,6	32,7
61—70	42,9	61,3	51,7
71 и старше	45,0	76,8	69,5

Смертность от рака холостых и вдовцов гораздо выше смертности женатых. Наоборот, у женщин смертность от рака замужних, а также вдов во всех возрастах значительно превышала смертность девиц. Если вспомнить, что наиболее частой формой рака у мужчин является рак желудка, а у женщин — рак матки, то возникает предположение, что те вредные моменты, которые вообще обусловливают высокую смертность холостых (неправильный образ жизни, алкоголизм), играли известную роль в заболеваемости раком желудка и что у женщин замужество и деторождение являлись фактором, способствовавшим развитию рака матки.

Кроме бугорчатки и рака, в петербургском материале имеются еще цифры умерших по отдельным категориям семейного состояния от алкоголизма и старческого маразма. При этом алкоголизм понимался в узком смысле, и в эту рубрику заносились преимущественно смертные случаи от острого отравления спиртом и белой горячки.

Из 10 000 живущих данного возраста и семейного состояния умирало от алкоголизма

Мужчины

Возраст, лет	Холостые	Женатые	Вдовцы
21—30	1,1	0,9	2,2
31—40	5,8	2,8	3,1
41—50	10,4	4,8	6,4
51—60	4,3	3,5	6,5
61—70	4,1	1,6	1,0

Женщины

Возраст, лет	Девицы	Замужние	Вдовы
21—30	0,2	0,2	—
31—40	0,8	0,8	1,6
41—50	1,3	1,4	1,6
51—60	1,6	1,9	1,1

Холостые и вдовцы, по-видимому, чаще умирали от острого алкоголизма, чем женатые. Среди женщин можно отметить повышенную смертность от алкоголизма у вдов в возрасте 30—50 лет и повышенную смертность замужних 50—60 лет.

Смертность от старческого маразма представляет мало интереса ввиду неопределенности этой рубрики, под которую, несомненно, заносят самые разнообразные патологические состояния.

Резюмирую изложенное.

1. Влияние семейного состояния на смертность выражено было в Петербурге весьма резко.

2. Смертность холостых во всех возрастах почти в 2 раза выше смертности женатых, смертность вдовцов выше смертности женатых, но ниже смертности холостых.

3. На продолжительность жизни женщин семейное состояние оказывало гораздо меньшее влияние, чем на продолжительность жизни мужчин. Смертность молодых замужних несколько выше смертности одновозрастных девиц и вдов, в возрасте же 30—60 лет смертность девиц и вдов представляется более высокой.

4. Повышенная смертность молодых замужних стоит в связи с неблагоприятным влиянием, оказываемым на здоровье и жизненность молодых женщин вступлением в половую жизнь и деторождением, причем влияние это тем сильнее, чем моложе их возраст.

5. Холостые и вдовцы умирали от легочной бугорчатки в 2—3 раза чаще, чем женатые. Девицы и вдовы умирали от бугорчатки чаще замужних, за исключением возраста 16—30 лет, в котором смертность замужних от бугорчатки выше.

6. Смертность от рака холостых и вдовцов выше смертности женатых; наоборот, смертность девиц от рака значительно ниже смертности замужних.

7. Причинами, обусловливающими различия смертности по отдельным категориям семейного состояния, являются более бла-

гоприятные условия для здоровья и жизни, создаваемые браком в связи с более правильным образом жизни и отсутствием эксцессов, а также отбор более здоровых элементов среди женатых[1].

К ВОПРОСУ О СНИЖЕНИИ СМЕРТНОСТИ И РОЖДАЕМОСТИ[2]

Со второй половины прошлого столетия почти во всех западноевропейских государствах обнаружилось значительное понижение рождаемости и смертности населения. Если падение смертности всюду приветствуется как признак культурного, экономического и санитарного прогресса, то быстрое понижение рождаемости начинает за последнее время внушать политическим и общественным деятелям Западной Европы тревожные опасения. Эти опасения за политическую будущность нации представляются вполне естественными, если иметь в виду, что падению смертности природой поставлены известные границы, падение же рождаемости, теоретически рассуждая, никакими пределами не ограничено и может достигнуть угрожающих минимальных величин. И действительно, процесс понижения рождаемости в некоторых государствах за последние годы протекает быстрее понижения смертности. Оставим в стороне Францию, где рождаемость снижается уже давно, а естественный прирост населения или отсутствует, или бывает отрицательным (в 1911 г., например, рождаемость во Франции составила 18,7 на 1000 населения, а смертность — 19,6), и обратимся к двум другим государствам — Англии и Германии. Падение рождаемости и смертности в этих странах характеризуется следующими цифрами.

Если принять для обеих стран коэффициенты рождаемости и смертности в 1871—1880 гг. за 100, то в 1911 г. рождаемость в Англии составляет 69, а смертность — 68, а в Германии рождаемость — 73 и смертность — 64. Таким образом, в Германии падение смертности в среднем за все 40 лет происходило быстрее падения рождаемости, в Англии же темпы падения рождаемости и смертности были почти одинаковы. Иные отношения, однако, получаются при сравнении 1911 г. с отдельными годами последнего десятилетия. В Германии по сравнению с цифрами 1901 г. (рождаемость — 35,7, смертность — 20,7), принятыми за 100, рождаемость в 1911 г. упала до 80, смертность же — только до 84. В Англии по сравнению с цифрами 1903 г. (рождаемость — 28,5, смертность — 15,5), принятыми за 100, рождаемость в 1911 г. понизилась до 86, смертность же — только до 94. Очевидно, что за по-

[1] Приведенные С. А. Новосельским фактические данные по дореволюционному Петербургу могут служить основой для их сопоставления с материалами социально-гигиенических и санитарно-демографических исследований в послереволюционный период, особенно с учетом данных переписей населения 1939, 1959 и 1970 гг. — *Прим. ред.*

[2] Впервые опубликовано в «Вестнике общественной гигиены» (1914, № 3). Печатается с сокращениями. — *Прим. ред.*

Таблица 1

Годы	Англия и Уэльс		Германия	
	рождаемость	смертность	рождаемость	смертность
1871—1880	35,4	21,4	39,1	26,2
1881—1890	32,4	19,1	36,8	25,1
1891—1900	29,9	18,2	36,1	22,3
1901—1910	27,2	15,4	32,9	18,7
1911	24,4	14,6	28,6	17,3

следние годы падение рождаемости начинает опережать падение смертности, чем и объясняются указанные выше опасения, вызвавшие в Западной Европе весьма обширную литературу как о причинах понижения рождаемости, так и о мерах противодействия этому нежелательному явлению.

В России за последнее время также замечается падение рождаемости и смертности населения, и пересмотр относящихся к этим явлениям цифр является своевременным. Конечно, точное выяснение размеров и причин понижения рождаемости и смертности у нас встречает значительные затруднения ввиду отсутствия целого ряда необходимых для этой цели данных. В Западной Европе при существовании правильных периодических переписей населения, наличности необходимых сведений о численности и составе населения, повозрастной смертности и о причинах смерти имеется возможность точного определения повозрастных коэффициентов смертности и эволюции смертности от отдельных причин, а для выяснения причин понижения рождаемости представляется возможным определить эволюцию брачной и внебрачной плодовитости женщин, определить повозрастные коэффициенты плодовитости и т. д.; в России же мы располагаем главным образом только общими коэффициентами смертности и рождаемости, точность которых притом весьма приблизительная. Если цифры родившихся и умерших в 50 губерниях Европейской России, о которых только и идет речь в настоящей статье, ввиду заведомой неполноты данных в Азиатской России, а также в привислинских губерниях могут считаться близкими к действительным, то цифры населения для отдельных годов, особенно далеко отстоящих от переписи 1897 г., представляются весьма гадательными.

В табл. 2 цифры населения 50 губерний Европейской России вычислены для отдельных годов по расчету к середине каждого данного года по данным о естественном приросте, причем по мере возможности приняты во внимание и цифры эмиграции и переселений в Сибирь. Согласно этим вычислениям население 50 губерний Европейской России к середине 1912 г. определяется приблизительно в 119 800 000 человек.

В табл. 2 сопоставлены цифры населения и показатели браков, родившихся и умерших на 1000 населения в 50 губерниях Европейской России (без привислинских) с 1867 по 1912 г. (кроме браков, о числе которых сведения доходят только до 1909 г.).

Данные взяты начиная с 1867 г., так как только с этого времени и имеются достаточно полные цифры движения населения.

Таблица 2

Движение населения в 50 губерниях Европейской России за 1867—1912 гг.

Год	Население, тыс. чел.	На 1000 населения			
		брачность	рождаемость	смертность	естественный прирост
1867	62 550	10,2	51,2	36,8	14,4
1868	63 400	9,6	48,8	39,7	9,1
1869	63 950	10,1	49,7	38,3	11,4
1870	64 660	10,4	49,2	35,0	14,2
1871	65 540	10,4	51,0	37,9	13,1
1872	66 310	10,4	50,0	41,2	8,8
1873	66 860	9,7	52,3	36,5	15,8
1874	67 860	9,8	51,4	35,2	16,2
1875	68 960	9,7	51,5	34,6	16,9
1876	70 100	8,4	50,6	34,9	15,7
1877	71 200	7,4	49,6	34,4	15,2
1878	72 270	9,2	47,3	38,2	9,1
1879	72 920	10,2	50,2	34,8	15,4
1880	74 020	9,6	49,7	36,1	13,6
1881	75 010	9,8	49,1	34,1	15,0
1882	76 060	9,5	51,6	40,4	11,2
1883	76 852	9,6	50,6	37,5	13,1
1884	77 812	8,9	51,5	34,5	17,1
1885	79 112	8,6	50,0	35,8	14,2
1886	80 212	8,5	49,5	33,2	16,3
1887	81 472	9,0	49,9	33,8	16,1
1888	82 722	9,8	51,6	33,4	17,2
1889	84 182	8,8	50,3	35,5	14,8
1890	85 282	8,4	49,6	36,7	12,9
1891	86 480	8,6	50,6	35,8	14,8
1892	87 679	8,9	46,0	41,0	5,0
1893	88 100	8,9	48,8	34,4	14,4
1894	89 341	9,5	49,2	34,3	14,9
1895	90 652	9,3	50,1	35,5	14,6
1896	91 943	8,8	40,4	33,3	13,1
1897	93 779	9,1	50,0	31,7	18,3
1898	95 159	8,7	48,6	33,2	15,4
1899	96 628	9,3	49,3	31,2	18,1
1900	98 379	8,9	49,3	31,1	18,2
1901	100 172	8,6	47,9	32,1	15,8
1902	101 634	8,6	49,1	31,5	17,6
1903	103 423	8,9	48,1	30,0	18,1
1904	105 430	7,6	48,6	29,9	18,7
1905	107 393	7,8	44,9	31,8	13,1
1906	108 803	9,6	47,0	29,9	17,1
1907	110 650	8,9	47,2	28,5	18,7
1908	112 731	8,0	44,7	28,3	16,4
1909	114 590	8,0	44,7	29,5	15,2
1910	116 290	—	45,1	31,5	13,6
1911	117 860	—	45,0	27,4	17,6
1912	119 800	—	43,7	26,5	17,2

Если сгруппировать коэффициенты смертности и рождаемости на 1000 человек населения с 1868 г. по пятилетиям, то получается следующая таблица.

Таблица 3

Годы	Смертность	Рождаемость
1868—1872	38,4	49,7
1873—1877	35,1	51,0
1878—1882	36,7	49,6
1883—1887	34,9	50,3
1888—1892	36,5	49,6
1893—1897	33,8	49,7
1898—1902	31,8	48,9
1903—1907	30,0	47,2
1908—1912	28,6	44,7

Из таблицы видно, что до 1888—1892 гг. смертность значительно колебалась то в сторону понижения, то в сторону повышения. Начиная же с 1892 г. смертность по пятилетиям стала довольно плавно понижаться. Падение рождаемости отмечается с 1883—1887 гг., причем вначале оно было выражено весьма слабо, но за последние 10 лет темп понижения значительно ускорился. Если принять рождаемость и смертность 1888—1892 г. за 100, то для пятилетия 1908—1912 гг. рождаемость составляет 90, а смертность — 78, т. е. смертность в среднем за 25 лет понизилась сильнее, чем рождаемость. Иные отношения получаются при сравнении цифр двух последних пятилетий: принимая за 100 рождаемость и смертность в 1903—1907 гг., для 1908—1912 гг. рождаемость составляет 94, а смертность — 95. Таким образом, за эти 10 лет падение рождаемости опередило падение смертности.

Прежде чем перейти к выяснению причин понижения смертности и рождаемости в России, необходимо остановиться на вопросе о взаимоотношениях и взаимном влиянии рождаемости и смертности вообще и детской смертности в возрасте до 1 года в частности.

Относительно большинства имеющихся по данному предмету исследований следует отметить, что в значительной мере противоречивые мнения, особенно в вопросе о влиянии на рождаемость детской смертности, отчасти зависят от сравнительно малой пригодности западноевропейских данных для освещения этого вопроса. Указанные исследования нередко основаны на простом сопоставлении общих коэффициентов рождаемости и смертности. Между тем, особенно при территориальных сопоставлениях, очевидно, для устранения влияния на различия рождаемости отличий семейного и возрастного состава женщин необходимо брать не общие коэффициенты рождаемости, а коэффициенты брачной плодовитости женщин, что вполне возможно в России за ближайшие к переписи годы. Наконец, выяснение причинной зависимости между указанными явлениями обычно производится путем элементарного

сопоставления статистических рядов, хотя ввиду сложности вопроса представлялось бы целесообразным обратиться к более точным современным приемам статистического исследования — к определению коэффициентов корреляции.

Если в западноевропейской статистической литературе преобладает воззрение о незначительном в общем влиянии детской смертности на рождаемость как в отношении территориальных различий, так и в отношении движения обоих явлений во времени, то в России преобладает обратное воззрение о крайне резком влиянии в этом отношении детской смертности. Объясняется это тем, что, по-видимому, влияние детской смертности на рождаемость наиболее выражено там, где детская смертность и рождаемость сами по себе очень высоки в силу высокой брачности, молодого возраста брачащихся и ряда других причин, что и имело место в России. Отрицать влияние детской смертности на рождаемость, особенно судя по русским данным, не приходится, но, конечно, нельзя рассматривать рождаемость как своего рода функцию детской смертности, и хотя последняя является важным, но лишь одним из многочисленных факторов, обусловливающих высоту рождаемости. Что касается влияния самой рождаемости на смертность, то при всей противоречивости имеющихся по этому вопросу данных этого влияния также нельзя отрицать, принимая во внимание более низкую выживаемость детей в семьях с очень большим числом ранее рожденных детей. Кроме того, при сопоставлении общих коэффициентов рождаемости и смертности и тенденции рождаемости к понижению может искусственно снижаться коэффициент общей смертности благодаря значительному влиянию на него числа умерших детей до 1 года. Так как при снижении рождаемости число умерших детей может понижаться, даже если детская смертность (вычисленная по отношению к числу родившихся) остается без изменений, то при определении эволюции смертности, относя число всех умерших к возрастающему населению, можно получить не соответствующий действительным отношениям смертности в отдельных возрастах низкий коэффициент общей смертности. Чтобы устранить такое влияние, необходимо для суждения о действительном понижении смертности там, где нельзя вычислить повозрастные коэффициенты смертности, разделить при вычислениях хотя бы смертность детей до 1 года и смертность в возрасте выше 1 года. При отсутствии необходимых для этого абсолютных цифр смертность в возрасте выше 1 года можно приблизительно определить по следующей эмпирической формуле:

$$\frac{1\,000\,(cm - cm^1)}{1\,000\,(p - cm^1)},$$

где cm — коэффициент общей смертности, cm^1 — число умерших детей в возрасте до 1 года на 1000 населения и p — коэффициент рождаемости.

Обращаясь к рассмотрению изменений цифр смертности в России, необходимо, таким образом, прежде всего отделить смертность в возрасте до 1 года от смертности в возрасте выше 1 года. К сожалению, имеющиеся в моем распоряжении данные о детской смертности доходят только до 1907 г.

В следующей таблице сопоставлены по пятилетиям коэффициенты смертности до 1 года и коэффициенты смертности в возрасте выше 1 года, вычисленные по приведенной выше формуле.

Таблица 4

Годы	На 100 родившихся умерло	
	в возрасте до 1 года	в возрасте выше 1 года
1883—1887	26,1	22,6
1888—1892	27,9	23,5
1893—1897	26,6	21,4
1898—1902	26,0	19,8
1903—1907	24,7	19,0

Из таблицы видно, что с 1888 по 1892 г. смертность как в возрасте до 1 года, так и в возрасте выше 1 года понижается. Если принять коэффициенты 1888—1892 гг. за 100, то для пятилетия 1903—1907 гг. смертность грудных детей составляет 89 и смертность в возрасте выше 1 года — 81. Таким образом, понижение смертности в возрасте выше 1 года происходило за взятый период времени значительно быстрее понижения смертности грудных детей. Есть основание предполагать, судя по имеющимся сведениям относительно некоторых губерний, что и за период времени 1908—1912 гг. детская смертность хотя и продолжала понижаться, но более медленно, чем смертность в возрастах выше 1 года. Так, в Московской губернии общий коэффициент смертности, составивший в 1903—1907 гг. 36,8 на 1000 населения, в 1908—1912 гг. понизился до 32,6, или со 100 до 89, смертность же в возрасте до 1 года с 28% родившихся понизилась всего до 26,7%, или со 100 до 95, что, очевидно, должно быть поставлено в связь с более быстрым, чем для детской смертности, понижением смертности возрастных групп старше 1 года.

Одной из главных причин понижения смертности в возрастах выше 1 года в России следует признать понижение смертности от острозаразных болезней. Ниже сопоставлены по пятилетиям средние абсолютные цифры умерших от оспы, кори, скарлатины, дифтерии, коклюша и всех форм тифов в Европейской России по данным метрических записей. Я привожу только абсолютные цифры ввиду невозможности хотя бы сколько-нибудь точно определить цифры населения, к которым относятся эти данные.

Не подлежит только сомнению, что цифры эти относятся к возрастающему населению, причем данные 1893—1897 гг. охватыва-

ют приблизительно 50—60 млн. населения, а данные 1908—1912 гг. — 70—80 млн.

Годы	Средние числа умерших от острозаразных болезней
1893—1897	545 662
1898—1902	489 131
1903—1907	430 482
1908—1912	409 257

Так как цифры относятся к возрастающему населению, то понижение смертности на самом деле гораздо значительнее, чем показывают приведенные абсолютные числа умерших, хотя и они достаточно показательны.

Переходя к краткому выяснению причин понижения рождаемости в России, отмечу еще раз, что темп снижения рождаемости особенно ускорился за самое последнее время. При этом нельзя не отметить, что рождаемость снижается скорее, чем детская смертность. В Московской губернии, например, рождаемость с 51,4 на 1000 населения в 1903—1907 гг. понизилась в 1908—1912 гг. до 45,7 (100 и 89), детская же смертность — с 28% родившихся до 26,7% (100 и 95). Одной из причин понижения рождаемости можно считать понижение брачности.

Годы	Брачность на 1000 населения
1867—1871	10,1
1872—1876	9,6
1877—1881	9,2
1882—1886	9,0
1887—1891	8,9
1892—1896	9,1
1897—1901	8,9
1902—1906	8,5
1907—1909	8,3

Известная роль в понижении рождаемости принадлежит и возможным в связи с понижением смертности и усилившейся эмиграцией изменениям возрастного состава населения, а также искусственному ограничению зачатий. В русских городах ограничение деторождений имеет, вероятно, уже значительную давность, как это видно из различий брачной плодовитости городского и сельского населения. За примыкающие к переписи годы (1896—1897) брачная плодовитость, т. е. отношение родившихся брачных детей к числу замужних женщин в возрасте 15—49 лет, составляла в городах 50 губерний Европейской России 247,2 на 1000, а у сельского населения — 307. Между тем за последнее время падение рождаемости среди сельского населения происходило в таком же темпе, что и в городах. В 1896—1897 гг. рождаемость в городах Европейской России составляла 37,9 на 1000 населения, а среди сельского населения — 51,9, а в 1911 г. в городах — 34,1 и в сельском населении — 46,7, т. е. в обоих случаях понизилась со 100 до 90. Причины этого явления имеют сложный социально-экономи-

ческий характер и, конечно, бесцельно обсуждать их с точки зрения морали. Во всяком случае в России рождаемость, несмотря на понижение, весьма высока. Конечно, если понижение рождаемости в своем темпе станет быстро обгонять понижение смертности, то и в России придется считаться со злободневным для Западной Европы вопросом о возможности противодействия прогрессирующему падению рождаемости.

В заключение остановлюсь на тех общих причинах, которые могли вызвать снижение смертности у нас. Едва ли можно сомневаться, что главной причиной здесь является повышение культурного уровня населения. Этот рост культурности, равно как и самое падение смертности, происходит не в таких размерах и не в столь быстром темпе, как это представлялось бы желательным, но отрицать его не приходится. За последние 10 лет, например, процент неграмотных среди принятых на военную службу составлял:

1903 г. . . .	60,5	1908 г. . . .	40,4
1904 г. . . .	60,1	1909 г. . . .	38,3
1905 г. . . .	58,6	1910 г. . . .	37,4
1906 г. . . .	54,0	1911 г. . . .	35,7
1907 г. . . .	46,8		

Резюмирую вкратце изложенное.

1. Смертность и рождаемость в России за последние 25 лет понижаются, причем вначале понижение смертности происходило быстрее понижения рождаемости, за последние же годы падение рождаемости начинает опережать падение смертности.

2. Смертность обнаруживает понижение как в грудном возрасте, до 1 года, так и в возрастах выше 1 года, причем понижение смертности в грудном возрасте происходит медленнее понижения ее в возрастах старше 1 года.

3. Одной из главных непосредственных причин понижения смертности является понижение смертности от острозаразных болезней.

4. Главной общей причиной понижения смертности следует признать повышение культурного уровня населения[1].

5. Причинами понижения рождаемости в России являются: понижение детской смертности, понижение брачности, усилившаяся за последнее время эмиграция и, вероятно, прогрессирующее распространение среди населения практики искусственного предупреждения зачатий.

---

[1] С. А. Новосельский здесь переоценивает влияние этого фактора, поскольку повышение культурного уровня населения связано со многими другими социально-экономическими изменениями, которые главным образом оказывали влияние на понижение смертности населения. Нельзя не учитывать также определенные достижения земской медицины в борьбе с высокой смертностью в дореволюционной России. — *Прим. ред.*

ВЛИЯНИЕ ЭКОНОМИЧЕСКИХ УСЛОВИЙ НА ЧАСТОТУ ОТДЕЛЬНЫХ ПРИЧИН СМЕРТИ [1]

Влияние экономических условий на смертность населения является достаточно определенно установленным в смысле обратной связи между степенью благосостояния и высотой смертности. Менее изучен вопрос о влиянии экономических условий на частоту отдельных заболеваний и причин смерти. Здесь имеющиеся данные в отношении некоторых заболеваний представляются противоречивыми, а характер и направление связи между степенью экономического благосостояния и частотой некоторых причин смерти — недостаточно выясненными. Поэтому пополнение материалов в этом отношении весьма желательно.

Главные работы по изучению влияния степени благосостояния на частоту отдельных причин смерти принадлежат Кереши — по материалам Будапешта, Неефе — по материалам Бреславля, Бертильону — по материалам Парижа, Берлина и Вены, Розенфельду — по материалам Вены и Функу — по материалам Бремена. Мы приводим соответствующие построения по материалам о смертности и причинах смерти в дореволюционном Петербурге.

В отношении методологии наши построения основаны, как и все указанные выше работы, на обычном, косвенном, так называемом топографическом методе, при котором проводятся территориальные подразделения данной местности (города) соответственно различным признакам, характеризующим экономический уровень населения образованных территориальных единиц. Определенные затем величины смертности населения этих территориальных единиц принимаются за выражение условий смертности в зависимости от экономического уровня и принятых степеней материального благосостояния. Бо́льшая или меньшая надежность результатов при этом методе определяется в первую очередь степенью совпадения экономической дифференциации населения с территориальным его распределением в данном городе. Чем больше население города экономически дифференцировано вообще и чем больше экономически различные группы обособлены территориально, тем получаемые результаты ближе отражают действительность. Ввиду этого для построений были использованы не современные ленинградские материалы, а дореволюционные данные для бывшего Петербурга за 4 года (1909—1912), примыкающих к петербургской переписи домов, квартир и населения 1910 г. Петербургское население того времени было, понятно, гораздо более дифференцировано экономически, чем современное ленинградское население, и расселено более неравномерно в смысле преобладания в отдельных частях города буржуазных или пролетарских элементов.

Критериями для распределения административных участков

---

[1] Написано в 1931 г. Публикуется с сокращениями по кн.: *Новосельский С. А.* Вопросы демографической и санитарной статистики (Избранные произведения). М., 1958, с. 76—86. — *Прим. ред.*

б. Петербурга по экономическому уровню проживающего в них населения были приняты на основании материалов переписи 1910 г. следующие признаки: 1) процент хозяев и администрации среди самодеятельного промыслового населения; 2) количество домашней прислуги на 100 самодеятельных; 3) средняя годовая плата за квартиру; 4) среднее число жителей на одну комнату и 5) процент неграмотных среди населения в возрасте старше 6 лет.

После довольно кропотливых сопоставлений участки были распределены на основании указанных признаков на следующие 7 групп, которые в целях приближенной качественной характеристики можно определить так: 1-я — участки с преобладанием богатого населения, 2-я — с преобладанием зажиточного населения, 3-я — с преобладанием достаточно обеспеченного населения, 4-я — с преобладанием населения со средним достатком, 5-я — малодостаточные, 6-я — не достаточно обеспеченные и 7-я—бедные. Цифровые показатели для отдельных групп сопоставлены в следующей таблице:

Таблица 1

	Группа							Среднее
	1-я	2-я	3-я	4-я	5-я	6-я	7-я	
Процент хозяев и администрации среди самодеятельного населения	25,8	24,6	21,2	16,7	12,8	10,7	8,2	14,5
Число домашней прислуги на 100 самодеятельных	34,7	29,9	19,9	13,2	8,9	5,4	4,0	12,8
Средняя годовая плата за квартиру в рублях	933	745	536	430	358	213	190	416
Среднее число жителей на одну комнату	1,50	1,57	2,06	2,26	2,64	2,91	3,30	2,35
Процент неграмотных в возрасте старше 6 лет	15,7	16,4	17,8	22,0	24,7	29,6	35,1	24,5

Приведенные показатели дали достаточно согласные результаты в смысле социально-экономической характеристики групп населения. По мере перехода от богатых групп к бедным непрерывно понижаются процент хозяев, количество домашней прислуги, средняя плата за квартиру и повышаются перенаселенность комнат и количество неграмотных.

Из числа умерших исключены дети, умершие в б. Воспитательном доме, выделявшиеся при сводках в отдельную группу не распределенных по месту жительства. Вообще же в Ленинграде и прежде и в настоящее время умершие в больницах и других учреждениях, как правило, распределялись при статистических сводках по месту жительства.

Половой и возрастной состав образованных групп населения представляет значительные различия, как видно из следующего сопоставления.

Группа	Число мужчин на 100 женщин	Процент детей в возрасте до 5 лет
1-я	88	6,8
2-я	91	6,5
3-я	93	7,6
4-я	107	8,8
5-я	118	9,8
6-я	118	12,0
7-я	123	12,1

В зажиточных группах бывшего петербургского населения отмечалось значительное преобладание женщин (отчасти в связи с большим количеством женской домашней прислуги), и, наоборот, в недостаточных, бедных группах резко преобладали мужчины. Процент детей в группах бедных участков в связи с повышенной рождаемостью был значительно выше, чем у зажиточного населения. Ввиду указанных различий возрастно-полового состава измерение смертности и частоты отдельных причин в целях уяснения влияния бедности и богатства на смертность не может основываться на общих коэффициентах, а должно базироваться на повозрастных и стандартизованных коэффициентах.

В приводимых ниже построениях все коэффициенты стандартизированы по возрастно-половому составу всего населения б. Петербурга по переписи 1910 г.

Величины общей и детской смертности в образованных группах участков представляются в следующем виде:

Таблица 2

Группа	Число умерших на 1000 населения (при условии одинакового в 1909—1912 гг. возрастно-полового состава населения во всех группах)	Число умерших в возрасте 0—1 года на 100 родившихся в 1909—1912 гг.
1-я	12,6	10,7
2-я	14,3	11,5
3-я	18,3	14,7
4-я	19,9	16,8
5-я	21,9	19,1
6-я	24,5	21,9
7-я	27,2	26,3

По мере перехода от богатых к бедным участкам смертность непрерывно возрастает и в наиболее бедной группе в 2 раза с лишним превышает смертность наиболее зажиточной группы. Аналогичные отношения представляет и детская смертность.

В табл. 3 сопоставлены стандартизованные коэффициенты смертности от отдельных причин в образованных группах участков.

Из таблицы видно, что интенсивность смертности от всех приведенных причин, за единственным исключением самоубийства, повышается при переходе от зажиточных групп населения к бед-

Таблица 3

Число умерших в Петербурге на 100 000 населения в 1909—1912 гг. при условии одинакового возрастно-полового состава населения во всех группах участков

Причины смерти	Группа						
	1-я	2-я	3-я	4-я	5-я	6-я	7-я
Оспа	6,5	5,8	10,5	13,3	10,3	10,0	24,1
Корь	27,6	29,0	54,9	85,3	102,7	91,5	133,4
Коклюш	6,5	10,2	15,2	25,3	25,1	23,5	31,3
Скарлатина	18,5	37,0	33,8	41,7	46,5	47,1	44,0
Дифтерия	20,5	22,5	26,7	29,4	31,3	31,9	32,2
Брюшной тиф	19,5	28,3	25,1	29,6	38,3	56,6	45,7
Азиатская холера	20,6	31,2	37,3	63,7	71,4	86,9	86,0
Бугорчатка легких	128,8	134,9	228,7	250,0	286,1	317,6	350,5
Рак	72,9	74,9	88,5	78,5	92,5	93,0	85,4
Отравление спиртом	9,2	12,6	17,3	24,9	28,9	29,5	33,5
Апоплексия	46,5	45,7	51,5	60,2	64,0	67,1	69,3
Болезни мозга (кроме апоплексии)	59,3	64,5	83,5	73,3	78,0	98,7	84,2
Болезни сердца и сосудов	102,2	102,1	109,9	113,1	110,1	124,8	108,7
Болезни органов дыхания (включая пневмонии)	176,2	198,5	277,1	330,6	369,3	392,0	449,1
Острые желудочно-кишечные заболевания (включая детские поносы)	105,3	108,0	182,3	207,6	255,5	348,0	420,5
Болезни печени	9,4	9,8	10,5	11,1	10,4	10,2	11,3
Аппендицит	3,6	2,8	7,3	5,1	4,4	4,4	4,0
Болезни мочевых органов	32,4	35,1	40,9	45,3	46,4	57,2	63,2
Самоубийства	29,6	32,6	41,2	31,8	25,4	29,8	24,2
Несчастные случаи	21,1	24,8	25,9	29,6	30,5	34,5	41,7

ным группам. Однако темпы, степень и непрерывность возрастания для отдельных болезней крайне различны и полученные различия величин весьма разнородны.

Останавливаясь прежде всего на острозаразных заболеваниях, приводим для лучшей наглядности коэффициенты смертности для участков, населенных наиболее зажиточной частью населения (1-я группа) и для наиболее бедной части населения (7-я группа), пересчитанные так, что величины для 1-й группы приняты за 100.

	1-я группа (наиболее богатые)	7-я группа (наиболее бедные)
Оспа	100	371
Корь	100	483
Коклюш	100	482
Скарлатина	100	238
Дифтерия	100	157
Азиатская холера	100	417
Брюшной тиф	100	234

Наиболее резкие различия в высоте смертности богатых и бедных групп населения от острых инфекций имелись для оспы, кори, коклюша и азиатской холеры, где смертность бедной группы в 4—5 раз была выше смертности богатой группы. Эти петербургские результаты находятся в полном соответствии со всеми имеющимися опубликованными данными о социальной патологии указанных заболеваний. В частности, в отношении азиатской холеры следует отметить, что петербургские числа, на основании которых выведены коэффициенты, достаточно велики; из 4 лет (1909—1912), материалы которых послужили для настоящей работы, холерная эпидемия была в Петербурге в 1909 и 1910 гг., причем за эти 2 года умерло от холеры 5045 человек.

В отношении влияния степени благосостояния на величины смертности от скарлатины, дифтерии и брюшного тифа имеющиеся в статистической литературе данные противоречивы. По Бертильону, например, смертность от скарлатины и дифтерии среди бедного населения выше, чем среди богатого; по Кереши, наоборот, смертность зажиточных классов выше смертности бедных[1]. Для брюшного тифа Кереши нашел повышенную смертность бедного населения, по Бертильону же существенных различий в высоте смертности богатых и бедных от брюшного тифа не имеется. Приведенные выше построения для Петербурга показывают повышенную смертность бедного населения от скарлатины, дифтерии и брюшного тифа, причем, однако, различия в высоте смертности богатых и бедных выражены в меньшей степени, чем для оспы, кори, коклюша и холеры. При этом для скарлатины значительные различия имеются лишь для двух крайних групп (1-й и 7-й), для остальных же групп различия несущественны. В отношении брюшного тифа необходимо учесть, что при применяемом топографическом методе изучения на величинах смертности отдельных групп могут отражаться не только собственно социально-экономические условия, но и условия узко-санитарного характера в смысле водоснабжения отдельных территориальных участков. В частности, в группы образованных недостаточных и бедных участков б. Петербурга вошло значительное число заречных и пригородных участков, снабжавшихся в то время нефильтрованной невской водой.

Высота смертности от острых инфекций отражает как высоту летальности, так и высоту заболеваемости. Для характеристики зависимости заболеваемости и летальности от степени благосостояния в б. Петербурге ниже приводятся соответствующие построения по данным регистрации заболеваний. Построения эти

---

[1] Подробности о социальной патологии скарлатины и дифтерии можно найти в следующих работах: *Каминский Л. С.* Скарлатина как социальная болезнь — «Ленинградский медицинский журнал», 1927, № 5; *Он же.* Скарлатина в Ленинграде. — В кн.: Санитарно-статистический сборник Ленинградского облздравотдела. Л., 1928; *Новосельский С.* Статистический очерк дифтерии. — В кн.: Сборник монографии по дифтерии. Отдел 2. Спб., 1914. — *Прим. ред.*

возможны только для оспы, кори, дифтерии и скарлатины, так как регистрация заболеваний коклюшем и брюшным тифом в б. Петербурге была дефектна. Кроме того, могли быть использованы данные только для собственно городских участков, без пригородов, для которых не имеется данных о распределении заболевших по отдельным пригородным участкам, но имеются лишь суммарные данные по пригородным участкам в целом.

Как видно из табл. 4 и 5, повышенная смертность от кори в бедных группах населения обусловливается в первую очередь резко повышенной летальностью, заболеваемость же значительных различий не представляет. Наоборот, повышенная у бедных смертность от оспы в первую очередь зависит от повышенной заболеваемости. Для скарлатины и дифтерии летальность несколько повышается при переходе от богатых к бедным участкам, заболеваемость же не представляет сколько-нибудь существенных различий в отдельных группах, причем отмечается даже некоторый незначительный перевес заболеваемости у богатых и зажиточных групп.

Таблица 4

Заболеваемость

Группа	На 1000 детей в возрасте до 10 лет заболело			На 10 000 населения заболело оспой
	корью	скарлатиной	дифтерией	
1-я	18,6	13,9	13,9	2,8
2-я	20,2	16,5	12,9	2,9
3-я	16,7	14,3	11,2	3,9
4-я	22,1	14,9	13,7	6,5
5-я	20,7	14,5	12,9	5,6
6-я	20,5	13,8	11,8	7,2
7-я	25,3	13,4	11,2	9,4

Таблица 5

Летальность

Группа	На 100 заболевших умерло			
	от кори	от скарлатины	от дифтерии	от оспы
1-я	8,1	11,8	8,5	19,3
2-я	7,8	13,2	10,0	16,2
3-я	18,2	13,4	13,3	23,6
4-я	22,8	16,2	12,5	19,4
5-я	28,9	18,5	14,1	18,3
6-я	29,7	16,9	15,1	21,7
7-я	35,1	19,9	16,3	24,8

Приведенные результаты соответствуют аналогичным результатам, полученным Рейхе для Гамбурга, и подтверждают в отношении дифтерии и скарлатины выводы Кереши.

При построениях относительно летальности и заболеваемости весьма важным является полнота данных о заболеваемости в отдельных группах населения или, в случае неполноты, хотя бы достаточная равномерность в неполноте. Использованные нами старые петербургские материалы не гарантируют исчерпывающей полноты цифр заболеваемости отдельными указанными выше острозаразными болезнями, особенно в отношении кори. Можно, однако, полагать, что степень неполноты более или менее одинакова для богатых и бедных групп. Дело в том, что в б. Петербурге неполнота данных об острых заразных заболеваниях среди бедных групп населения зависела преимущественно от пониженной обращаемости, обязательность же извещений об инфекциях выполнялась городскими думскими врачами, главным образом обслуживающими бедное население, достаточно удовлетворительно. Богатое население пользовалось помощью вольнопрактикующих врачей, обращаемость здесь была, вероятно, исчерпывающая, но обязательность извещения выполнялась волнопрактикующими врачами малоудовлетворительно.

Из других причин смерти, приведенных в табл. 3, смертность от легочной бугорчатки возрастала при переходе от богатых к бедным участкам и в наиболее бедной группе почти в 3 раза превышала смертность наиболее зажиточной группы (128,8 в 1-й группе и 350,5 в 7-й группе). Иную картину представляла смертность от рака. Здесь смертность возрастала при переходе от богатых к бедным участкам медленно, неправильно, с перерывами и крайние группы по высоте смертности различаются незначительно.

Соотношение коэффициентов смертности от остальных причин смерти для крайних групп таково:

	1-я группа	7-я группа
Острые желудочно-кишечные заболевания	100	401
Болезни дыхательных органов (включая пневмонию)	100	255
Болезни мочевых органов	100	195
Апоплексия	100	149
Болезни мозга	100	142
Болезни печени	100	120
Аппендицит	100	111
Болезни сердца и сосудов	100	106
Острое отравление спиртом	100	364
Несчастные случаи	100	198
Самоубийство	100	82

Среди бедных групп населения б. Петербурга была значительно повышена по сравнению с зажиточными смертность от острых желудочно-кишечных заболеваний (главным образом от детских поносов), пневмонии и других заболеваний дыхательных органов и болезней мочевых органов (главным образом нефритов). Гораз-

до меньшие различия имелись у бедных и богатых групп в отношении болезней мозга и апоплексии, незначительны были различия для аппендицита и болезней печени (холециститы, желчные камни, цирозы и т. п.) и почти не имелось различий в отношении болезней сердца и сосудов. Резко повышена была у бедных групп смертность от острого алкоголизма и от несчастных случаев (как бытовых, так и профессиональных). Частота самоубийств в б. Петербурге за взятый период времени была у зажиточных групп выше, чем у бедных. В отношении самоубийств, однако, нужно иметь в виду большое количество самоубийц, местожительство которых и личность остались неизвестными (утопившиеся и т. п.). Из общего числа 2610 покончивших жизнь самоубийством в Петербурге за взятый период времени (1909—1912) местожительство осталось невыясненным в 285 случаях, т. е. в 11%.

Незначительные различия в высоте смертности от некоторых болезней (рак, болезни сердца, аппендицит, болезни печени) у богатого и бедного населения б. Петербурга не могут, понятно, служить указанием на отсутствие в жизненных и бытовых условиях бедного населения неблагоприятных факторов, способствующих развитию этих заболеваний. Отсутствие значительных различий свидетельствует, скорее, о наличии, в свою очередь, среди богатого населения вредных предрасполагающих моментов иного порядка, как, например, чрезмерное питание животными белками, вялый обмен в связи с сидячим образом жизни, влияний, связанных с материальными потерями, банкротствами, крахами, спекуляциями и т. п.

При косвенном «топографическом» методе изучения влияния экономических условий на смертность населения результаты получаются не в чистом, а в более или менее затушеванном виде, так как население отдельных образуемых территорий не представляет экономически вполне однородные группы, но группы эти образуются лишь на основах преобладания в населении тех или иных экономических элементов. В действительности различия в высоте бедного и богатого населения больше, чем это получается при к о с в е н н о м способе. На очереди поэтому стоит вопрос о п р я м ы х методах наблюдения и изучения. Вместе с тем и в случае применения прямого, и в случае косвенного метода массового статистического изучения получаемые результаты отражают влияние на смертность совокупности всех создаваемых богатством и бедностью жизненных и бытовых условий. Условия эти крайне разнообразны, причем каждое из них может оказывать свое специфическое влияние на возникновение и течение отдельных болезней. Сюда относятся условия профессиональные, жилищные, питание, одежда, культурность и меры личной гигиены, условия медицинской помощи и т. д. Выделение в чистом виде при прочих равных условиях влияния на частоту отдельных заболеваний каждого из факторов, входящих в комплекс явлений, определяемых понятиями «бедность» и «богатство», представляет, естественно,

теоретический и практический интерес. Осуществление такого изучения возможно, однако, на основе не общих массовых статистических данных, а специальных статистических наблюдений за избранными группами населения [1].

ПЛОДОВИТОСТЬ НАСЕЛЕНИЯ В СВЯЗИ С СОЦИАЛЬНЫМ ПОЛОЖЕНИЕМ [2]

Термином «плодовитость» в демографической статистике обозначают специальные коэффициенты рождаемости, имеющие целью устранить при сравнениях влияние на величину рождаемости факторов, кроющихся в составе населения, в частности пола, возраста и семейного состояния. Различают:

1. Коэффициент общей плодовитости женщин, представляющий отношение числа родившихся к числу женщин в способном к деторождению возрасте, обычно в возрасте от 15 до 50 лет.

2. Коэффициент брачной плодовитости — отношение числа родившихся от зарегистрированного брака к числу замужних в возрасте от 15 до 50 лет.

3. Коэффициент внебрачной плодовитости — отношение числа родившихся от незарегистрированного брака к числу не состоящих в зарегистрированном браке женщин в возрасте от 15 до 50 лет.

Влияние возраста на величину плодовитости определяется повозрастными коэффициентами плодовитости, представляющими отношения чисел родившихся от матерей данного возраста и семейного состояния к числам женщин данного возраста и семейного состояния. Аналогичные построения производятся и для изучения мужской плодовитости. При наличии соответствующих материалов возможны построения комбинированных коэффициентов плодовитости для различных сочетаний возраста супругов.

Наблюдаемое за последние 40—50 лет в западноевропейских странах прогрессирующее понижение рождаемости лишь в незначительной степени зависит от изменений состава населения (уменьшение количества замужних и женатых, повышение брачного возраста и т. п.), но обусловливается главным образом падением плодовитости и притом плодовитости брачной при сравнительно небольших изменениях внебрачной плодовитости. В отношении

---

[1] С методической точки зрения публикуемая статья С. А. Новосельского имеет большое и бесспорно актуальное значение. В настоящее время следует особенно глубоко исследовать факторы, влияющие на уровень смертности среди отдельных социальных и профессиональных групп населения (например, лица, занятые преимущественно умственным или физическим трудом; городские и сельские жители; лица отдельных профессий и т. д.).

Это же является одной из наиболее важных проблем социальной гигиены, разрабатывающей целенаправленные меры по профилактике заболеваемости и предупреждению преждевременной смерти у групп населения, подвергающихся воздействию отрицательных факторов среды (в быту, на производстве, в экстремальных условиях деятельности и жизни и т. п.) — *Прим. ред.*

[2] Впервые опубликовано в «Статистическом сборнике Ленинградского областного отдела здравоохранения». (Л., 1929). Печатается с сокращениями. — *Прим. ред.*

ближайших причин падения плодовитости в настоящее время склоняются к мнению, что причины эти кроются в ширящейся практике сознательного регулирования размеров семьи в зависимости от всей совокупности жизненных условий.

Падение рождаемости первоначально обнаружилось преимущественно среди буржуазных классов[1], но затем постепенно стало проникать с «верхов» общества все дальше и дальше вглубь. Имевшиеся в прежнее время крайне большие различия в величинах рождаемости у различных социальных классов за последнее время начинают сглаживаться. Так, например, в Берлине эволюция рождаемости в богатых и бедных частях города представляется в следующем виде.

Таблица 1

Берлин

Число родившихся на 1000 населения

Годы	Части города с преобладанием богатого населения	Части города с преобладанием бедного населения
1907	16,4	37,4
1908	15,6	34,7
1909	15,2	31,8
1910	14,9	29,6
1911	14,1	27,6
1912	13,8	24,8
1923—1925	10,4	11,3

Хотя приведенные данные основаны лишь на общих коэффициентах рождаемости и, таким образом, на соотношениях величин отражается влияние различного возрастного и семейного состава богатого и бедного населения, данные эти все же являются достаточно показательными.

Приводимые ниже материалы имеют в виду осветить вопрос о «дифференциальной плодовитости» в Ленинграде. В дореволюционном Петербурге различия в плодовитости социальных групп были выражены весьма резко, если распределить 48 бывших административных участков Петербурга на группы по признакам, характеризующим степень материального благосостояния населения. Эта плодовитость населения образованных территориальных групп за 4 года, примыкающих к городской переписи 1910 г., выражается числами, приведенными в табл. 2.

Общая плодовитость в наиболее бедных группах населения была, таким образом, в 3 с лишним раза выше, чем в наиболее богатых.

[1] Эта закономерность эпохи промышленного капитализма была отмечена еще К. Марксом, писавшим: «Не только число рождений и смертных случаев, но и абсолютная величина семейств обратно пропорциональна высоте заработной платы» (Капитал. Т. I, гл. XXIII). Однако в эпоху империализма прогрессирующее загнивание капитализма (частые кризисы, хроническая безработица значительной части рабочих и пр.) вызвало изменения этой закономерности и быстрый рост падения рождаемости у пролетариата капиталистических стран. — *Прим. ред.*

Таблица 2

Петербург. 1909—1912 гг.

Группа участков	Число родившихся в 1909–1912 гг. на 1000 женщин в возрасте 15–49 лет
1-я (наиболее обеспеченное население)	45,6
2-я	49,5
3-я	63,7
4-я	87,4
5-я	111,2
6-я	129,9
7-я (наименее обеспеченное население)	139,8
Среднее	90,2

Вместе с тем процесс понижения плодовитости для населения всего города протекал в Петербурге медленным темпом и был выражен главным образом в отношении внебрачной плодовитости.

Таблица 3

Петербург

Годы	Число родившихся в браке на 1000 замужних в возрасте 16–50 лет	Число родившихся вне брака на 1000 незамужних в возрасте 16–50 лет	Общее число родившихся на 1000 женщин 16–50 лет
1890—1891	18,0	5,6	11,0
1900—1901	17,9	4,4	10,8
1910—1911	17,6	3,3	10,1

По свойству имеющихся материалов возрастные пределы взяты 16—50 лет вместо обычных 15—49 лет. Данные для 1890—1891 гг. относятся только к бывшему городу, без пригородов. Существенного значения для сравнимости данных это не имеет, так как население пригородов в 1890 г. было очень невелико, составляя всего 7% общего количества населения Петербурга.

В табл. 4 и 5 сопоставлены повозрастные коэффициенты брачной и общей плодовитости отдельно для женщин и мужчин за переписной 1923 г. и за 2 года, примыкающих к переписи 1926 г.

Из этих таблиц видно понижение брачной и общей плодовитости во всех возрастных группах. Следует отметить, что в 1926 г. на статистических формулярах родившихся не делалось отметок, состоят ли родители ребенка в зарегистрированном браке, и приведенные сопоставления основаны на косвенных признаках — различной фамилии отца и матери, раздельном их местожительстве и т. п. Эти косвенные данные не могут заменить прямой регистрации, и приводимые результаты являются лишь приближенными, хотя, вероятно, в общем и отражают действительность. Нужно вместе с тем указать на необходимость для правильных демографических построений в области рождаемости и плодовитости населения отметок о семейном состоянии родителей при регистрации

Таблица 4

Плодовитость женщин в Ленинграде

Возраст, лет	Число родившихся в зарегистрированном браке на 100 женщин данного возраста, состоящих в зарегистрированном браке		Общее число родившихся на 100 женщин данного возраста	
	1923 г.	1926–1927 гг.	1923 г.	1926–1927 гг.
15—19	34,7	26,2	2,5	2,4
20—24	28,8	22,1	14,7	13,0
25—29	20,5	15,1	14,8	13,0
30—34	14,9	10,7	11,4	9,5
35—39	9,4	6,3	6,9	5,3
40—44	3,7	2,8	2,4	2,1
45—49	0,7	0,6	0,4	0,4
15—49	15,4	11,5	8,0	7,8

Таблица 5

Плодовитость мужчин в Ленинграде

Возраст, лет	Число родившихся в зарегистрированном браке на 100 мужчин данного возраста, состоящих в зарегистрированном браке		Общее число родившихся на 100 мужчин данного возраста	
	1923 г.	1926–1927 гг.	1923 г.	1926–1927 гг.
15—19	30,3	23,3	0,4	0,3
20—24	24,4	16,6	5,9	5,5
25—29	23,0	17,2	14,8	13,8
30—34	18,7	12,8	16,1	13,0
35—39	13,6	9,1	13,1	9,7
40—44	9,0	5,8	9,1	6,4
45—49	4,9	3,2	5,0	3,6
50—54	2,3	1,5	2,4	1,8
55—59	1,0	0,8	1,0	0,9
60 и старше	0,3	0,3	0,3	0,3
Всего в возрасте 15 лет и старше	12,7	9,2	8,3	6,9

родившихся. В частности, при отсутствии этих данных невозможно правильно изучать плодовитость как функцию возраста, так как повозрастные коэффициенты общей плодовитости могут в этом отношении только ввести в заблуждение: сопоставляя числа родившихся, распределенных по возрасту матери, просто с числами женщин данного возраста в населении, мы включаем в знаменатель дроби всех женщин независимо от их семейного положения. В результате получается в значительной мере искаженная картина повозрастной плодовитости.

Таблица 6

Повозрастная плодовитость в Ленинграде за 1926—1927 гг.
Число родившихся на 100 мужчин данного возраста и социального положения

Социальное положение		Возраст, лет										
		15—19	20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45—49	50—54	55—59	60 и старше	Всего
Рабочие	Брачные рождения	32,9	34,3	26,2	20,4	14,3	9,3	5,2	2,6	1,3	0,8	15,2
	Внебрачные	0,2	3,1	13,9	25,6	26,4	22,5	13,0	8,7	3,6	0,9	5,3
	Всего	0,5	12,3	22,8	21,1	15,3	10,2	5,7	3,1	1,5	0,8	11,8
Служащие	Брачные	23,6	19,3	14,6	9,9	6,8	4,0	2,0	1,0	0,5	0,2	7,1
	Внебрачные	0,05	1,5	4,8	7,1	6,4	4,8	3,4	1,9	1,1	0,2	2,5
	Всего	0,2	6,4	11,1	9,4	6,8	4,1	2,1	1,1	0,6	0,2	5,6
Свободные профессии	Брачные	16,7	8,5	11,5	12,6	11,5	6,3	2,6	0,6	0,6	0,4	6,5
	Внебрачные	0,2	0,3	2,6	4,1	5,6	4,1	0,7	—	0,7	—	1,4
	Всего	0,4	1,6	6,2	9,7	9,6	5,8	2,0	0,5	0,6	0,3	3,9
Хозяева	Брачные	11,5	11,3	9,5	7,3	4,6	2,9	1,7	0,6	0,6	0,1	4,3
	Внебрачные	0,03	0,7	2,3	4,0	5,1	4,3	3,7	1,5	0,6	0,2	1,1
	Всего	0,1	3,3	7,4	6,9	4,6	3,0	1,9	0,6	0,6	0,1	3,3
Всего по Ленинграду*	Брачные	23,3	16,6	17,2	12,8	9,1	5,8	3,2	1,5	0,8	0,3	9,2
	Внебрачные	0,1	1,6	7,7	13,4	13,3	11,5	7,3	4,4	1,8	0,3	3,3
	Всего	0,3	5,5	13,8	13,0	9,7	6,4	3,6	1,8	0,9	0,3	6,9

* Включая и неуказанные выше социальные группы.

Приводимые в табл. 6 построения о плодовитости отдельных социальных групп основаны на материалах переписи 1926 г. и числах родившихся за 1926 и 1927 гг., распределенных по социальному положению отца. Взяты четыре группы — рабочие, служащие (включая обслуживающий персонал), лица свободных профессий и хозяева [1]; ввиду дефектной регистрации отдельных групп хозяев (хозяева с наемными рабочими, хозяева одиночки и пр.) и малых чисел, все группы хозяев соединены вместе.

Для удобства сравнения ниже сопоставлены стандартизованные коэффициенты мужской плодовитости по отдельным социальным группам. Стандартом принят возрастной состав всего мужского населения Ленинграда по переписи 1926 г. Стандартизованные коэффициенты общей плодовитости сверх того построены по комбинированному стандарту с учетом возраста и семейного состояния в отдельных возрастных группах.

Таблица 7

Ленинград
Стандартизованные коэффициенты плодовитости за 1926—1927 гг.

Социальное положение	Брачная плодовитость	Внебрачная плодовитость	Общая плодовитость	Стандартизованный коэффициент общей плодовитости с устранением различий возрастного и семейного состава
Рабочие	15,2	6,2	11,9	11,7
Служащие	7,7	2,0	5,5	5,5
Свободные профессии	7,9	1,0	4,3	5,2
Хозяева	5,2	1,2	3,6	3,6

Брачная и общая плодовитость рабочих в Ленинграде в 2 раза выше плодовитости служащих и в 3 раза выше плодовитости хозяев. Плодовитость лиц свободных профессий, насколько можно судить при весьма малых числах для этой группы, близка к плодовитости служащих.

Различия в плодовитости социальных групп в Ленинграде в 1926—1927 гг. были весьма велики. По сравнению с 1923 г. плодовитость рабочих понизилась в 1926—1927 гг. в меньшей степени, чем плодовитость служащих и особенно хозяев. Стандартизованные коэффициенты брачной плодовитости мужчин составляли [2]:

[1] Такого рода группировка населения была принята при разработке материалов Всесоюзной переписи населения 1926 г. — *Прим. ред.*

[2] Данные С. А. Новосельского о различных уровнях плодовитости в разных социальных группах населения Ленинграда относятся к 1926—1927 гг. Успешное развитие социализма в СССР внесло изменения в эти соотношения. Выявить эти изменения и сравнить с приводимыми данными можно путем разработки материалов Всесоюзных переписей населения 1959 и 1970 гг. Опубликованные уже исследования Л. Е. Дарского, А. Г. Волкова, Р. И. Сифман и других ученых объективно показывают основные закономерности плодовитости в современный период. — *Прим. ред.*

Социальное положение	1923 г.	1926—1927 гг.
Рабочие .	17,8	15,2
Служащие	11,5	7,7
Хозяева .	10,9	5,2

ИЗМЕНЧИВОСТЬ И КОРРЕЛЯЦИЯ ЭЛЕМЕНТОВ ЕСТЕСТВЕННОГО ДВИЖЕНИЯ НАСЕЛЕНИЯ [1]

В связи с производством в 1926 г. переписи населения и наличием точных чисел населения мелких территориальных единиц представляется возможным с достаточной правильностью определить коэффициенты естественного движения населения по мелким территориальным единицам (волостям) и показатели, характеризующие территориальную изменчивость этих коэффициентов и взаимную связь отдельных коэффициентов.

Изучение изменчивости элементов естественного движения населения, особенно смертности, имеет немаловажное значение для оценки санитарного состояния. Высокая степень изменчивости коэффициентов по мелким территориальным единицам в большинстве случаев свидетельствует о санитарном неблагополучии данной территории в целом и вместе с тем о возможности и необходимости активного вмешательства путем тех или иных санитарных, просветительных и профилактических мероприятий. Между тем определение показателей территориальной изменчивости движения населения производится крайне редко и сравнительные данные такого характера в литературе почти отсутствуют. Исключительно мало данных имеется и в отношении тесноты связи отдельных элементов движения населения.

Измерения территориальной изменчивости в пределах Ленинградской губернии произведены (для сельского населения) в отношении брачности, рождаемости, общей плодовитости (число родившихся на 1000 женщин в возрасте 15—50 лет), общей смертности, смертности в возрасте до 1 года и смертности в возрасте выше 1 года. По величине указанных элементов волости распределялись в 1926 г. следующим образом:

1. Брачность

Число браков на 1000 населения	4—5	6—7	8—9	10—11	12—13	14—15	16	Итого
Число волостей . . .	1 2	11 18	17 21	12 5	3 1	2 2		95

2. Рождаемость

Число родившихся на 1000 населения	21—24	27—30	33—36	39—42	45—48	51—54	57	Итого
Число волостей	1 2	8 14	15 18	12 8	5 3	4 5		95

[1] Опубликовано в «Санитарно-статистическом сборнике Ленинградского областного отдела здравоохранения», вышедшем под ред. В. И. Бинштока, Г. И. Дембо, С. А. Новосельского и З. Г. Френкеля (Л., 1928). Печатается с сокращениями. Написанная по материалам переписи населения 1926 г., работа имеет большое методическое значение. Немаловажными представляются также для сопоставлений и публикуемые фактические данные. — *Прим. ред.*

3. Общая плодовитость

Число родившихся на 1000 женщин 15—49 лет	80—95	95—110	110—125	125—140	140—155	155—170	170—185	185—200	200—215	215—230	230—245	Итого
Число волостей	2	4	10	22	19	15	8	4	7	3	1	95

4. Смертность

Число умерших на 1000 населения	10—12	12—14	14—16	16—18	18—20	20—22	22—24	24—26	26—28	28—30	Итого
Число волостей	2	3	13	18	23	18	10	4	3	1	95

5. Смертность в возрасте 0—1 года

Число умерших в возрасте 0—1 года на 1000 родившихся	60—80	80—100	100—120	120—140	140—160	160—180	180—200	200—220	220—240	240—260	260—280	Итого
Число волостей	2	4	13	24	17	11	11	3	6	3	1	95

6. Смертность в возрасте выше 1 года

Число умерших в возрасте выше 1 года	7—8	8—9	9—10	10—11	11—12	12—13	13—14	14—15	15—16	16—17	17—18	18—19	Итого
Число волостей	1	2	3	5	14	20	12	11	14	6	5	3	95

Далее сопоставлены для отдельных элементов средние (M), средние квадратические отклонения (σ) и коэффициенты изменчивости (C). Все статистические постоянные приведены с их вероятными ошибками.

Судя по относительным величинам изменчивости (C), территориально наиболее изменчивой является смертность в возрасте до 1 года и наименее изменчивой смертность в возрасте выше 1 года. Остальные элементы, принимая во внимание величину ве-

	M	σ	C
Брачность	9,06±0,15	2,11±0,10	23,29±1,20
Рождаемость	38,29±0,53	7,60±0,37	19,86±1,01
Общая плодовитость	152,24±2,20	31,78±1,56	20,88±1,07
Общая смертность	19,13±0,24	3,53±0,17	18,45±0,93
Смертность в возрасте 0—1 года	153,58±2,94	42,55±2,08	27,70±1,46
Смертность в возрасте выше 1 года	13,55±0,16	2,33±0,11	17,18±0,87

роятных ошибок, не представляют существенных различий. Вместе с тем изменчивость детской смертности 0—1 года была в 1926 г. среди сельского населения менее выражена, чем в предыдущие годы, что является благоприятным в санитарном отношении признаком. За 1923—1924 гг. смертность грудных детей составляла для сельского населения 165 на 1000 родившихся при коэффициенте изменчивости 30,6% против 154 на 1000 родившихся в 1926 г. при коэффициенте изменчивости 27,7.

Измерения тесноты связи были произведены для следующих переменных: брачности и рождаемости, брачности и общей пло-

довитости, рождаемости и смертности, общей плодовитости и смертности, рождаемости и смертности в возрасте до 1 года, общей плодовитости и смертности в возрасте до 1 года, рождаемости и смертности в возрасте выше 1 года, общей плодовитости и смертности в возрасте выше 1 года, общей смертности и смертности в возрасте до 1 года, смертности в возрасте до 1 года и смертности в возрасте выше 1 года.

Полученные коэффициенты корреляции сопоставлены ниже. Ввиду того что волости Ленинградской губернии значительно различаются по численности их населения, а также и ввиду возможности получения ложной корреляции благодаря наличию в парных членах ряда общего делителя (населения), кроме полных коэффициентов корреляции приводятся и частичные коэффициенты, вычисленные при условии принятия населения постоянным. Все коэффициенты приведены с их вероятными ошибками.

	Полные коэффициенты корреляции	Частичные коэффициенты корреляции, если принять население постоянным
Брачность и рождаемость	$-0,118 \pm 0,068$	$-0,128 \pm 0,068$
Брачность и общая плодовитость	$-0,218 \pm 0,066$	$-0,237 \pm 0,065$
Рождаемость и общая смертность	$+0,625 \pm 0,042$	$+0,625 \pm 0,042$
Общая плодовитость и общая смертность	$+0,547 \pm 0,048$	$+0,547 \pm 0,048$
Рождаемость и смертность в возрасте до 1 года	$+0,655 \pm 0,040$	$+0,666 \pm 0,039$
Общая плодовитость и смертность в возрасте до 1 года	$+0,595 \pm 0,045$	$+0,603 \pm 0,044$
Рождаемость и смертность в возрасте выше 1 года	$-0,051 \pm 0,069$	$-0,048 \pm 0,069$
Общая плодовитость и смертность в возрасте выше 1 года	$-0,091 \pm 0,069$	$-0,091 \pm 0,069$
Общая смертность и смертность в возрасте до 1 года	$+0,729 \pm 0,032$	$+0,736 \pm 0,032$
Смертность в возрасте до 1 года и смертность в возрасте выше 1 года	$+0,049 \pm 0,069$	$+0,029 \pm 0,069$

Частичные коэффициенты корреляции, как видно из указанных данных, не представляют сколько-нибудь существенных различий от полных коэффициентов.

Из приведенных элементов естественного движения населения наибольшая теснота положительной связи отмечается между высотой детской смертности в возрасте до 1 года и высотой общей смертности. Это, конечно, вполне понятно, так как числа умерших детей составляют весьма значительную часть общего числа умерших. Довольно высокая степень прямого параллелизма отмечается далее между рождаемостью, общей и детской смертностью. Отсутствует связь между рождаемостью и смертностью в возрасте выше 1 года и между смертностью в возрасте до 1 года и смертностью в возрасте выше 1 года.

Заслуживает внимания отсутствие прямой связи между рождаемостью и брачностью, причем для брачности и общей плодо-

витости имеется даже, впрочем, очень слабо выраженная, обратная зависимость. В прежнее время (например, за пмелось, примыкающие к первой Всеобщей переписи населения 1897 г.) в России при поуездных сопоставлениях наблюдался весьма значительный прямой параллелизм между высотой брачности и рождаемости. В Германии связи между брачностью и рождаемостью, как и в Ленинградской губернии в настоящее время, не имелось. Во Франции (1913 г.), наоборот, наблюдался довольно значительный прямой параллелизм обоих элементов: $r=0{,}448\pm0{,}058$. Здесь приходится лишь отметить факт отсутствия в настоящее время[1] в Ленинградской губернии связи между брачностью и рождаемостью, не вдаваясь в вопрос, насколько он представляет новое, характерное для настоящего времени, явление. Для выяснения этого вопроса необходимы длительные и более обширные территориальные сопоставления, с одной стороны, а также сопоставления более совершенных мер брачности и рождаемости, чем общие коэффициенты.

Что касается характера связи между высотой рождаемости и общей смертности, то связь эта является в значительной степени отраженной в результате высокой тесноты связи между рождаемостью и детской смертностью, с одной стороны, и детской смертностью и общей смертностью — с другой. Частичный коэффициент корреляции между рождаемостью и общей смертностью, если принять детскую смертность постоянной, снижается до $0{,}285\pm\pm0{,}064$. Отраженный (через детскую смертность) характер связи между рождаемостью и общей смертностью явствует и из наличия значительного параллелизма между рождаемостью и детской смертностью в возрасте до 1 года при отмеченном выше отсутствии связи между рождаемостью и смертностью в возрасте выше 1 года.

В отношении связи между рождаемостью и детской смертностью здесь не предполагается входить в детальное обсуждение сложного вопроса о сущности и характере этой связи[2]. Значительная степень прямого территориального параллелизма величин обоих элементов представляет обычное явление, и данные для Ленинградской губернии лишний раз подтверждают этот общеизвестный факт. Вместе с тем, как показывают и наши данные, степень параллелизма понижается при переходе к более точным мерам рождаемости (к общей и брачной плодовитости). Следует, по-видимому, признать, что связь между рождаемостью и детской смертностью является не прямой связью биологического порядка, но связью отраженной, обусловливаемой преимущественно общими влияниями демографических, бытовых и социально-экономических факторов, воздействующих в одинаковом направлении и на рождаемость и на детскую смертность.

[1] Речь идет о 1926 г. — *Прим. ред.*

[2] Интересующихся отсылаем к нашей статье «О тесноте связи между рождаемостью и детской смертностью» в «Вестнике статистики» (1925, № 4—6). См. эту работу в настоящем сборнике на с. 146—153. — *Прим. ред.*

О ТЕСНОТЕ СВЯЗИ МЕЖДУ РОЖДАЕМОСТЬЮ И ДЕТСКОЙ СМЕРТНОСТЬЮ [1]

Вопрос о взаимоотношениях и связи рождаемости и смертности грудных детей 0—1 года принадлежит к числу сложных и противоречивых проблем демографической статистики.

Часть авторов считает оба явления тесно связанными друг с другом, причем одни видят первичный фактор в рождаемости, определяющей высоту детской смертности, другие, наоборот, первичным фактором признают детскую смертность, а третьи находят, что оба фактора влияют друг на друга взаимно — и рождаемость оказывает влияние на детскую смертность, и детская смертность влияет на рождаемость. Другая часть авторов, признавая параллелизм этих явлений, не считает его стойким, постоянным и свидетельствующим о прямой зависимости; по их мнению, совпадение это отраженное и указывает лишь, что оба явления находятся под воздействием одних и тех же явлений. Часть авторов, наконец, отрицает вообще связь и зависимость между рождаемостью и детской смертностью.

Существенно расходятся у сторонников существования связи между обоими явлениями и мнения о характере и причинах этой связи. Одна часть авторов, усматривающая в рождаемости первоначальный фактор, считает эту зависимость прямой и непосредственной в том смысле, что при высокой рождаемости рождающиеся дети, особенно с высоким порядковым номером рождения, физиологически менее жизнеустойчивы, и наоборот. Другие считают, что причиной повышенной детской смертности при высокой рождаемости является ухудшающееся вследствие обилия детей экономическое положение семьи и затруднительность надлежащего ухода за ребенком; некоторые видят причину в истощении матери частыми повторными родами и т. д. Влияние детской смертности на рождаемость обычно объясняют тем, что кормящая грудью женщина мало восприимчива к зачатию, в случае же смерти ребенка и прекращения лактации возможность нового зачатия увеличивается; к этому присоединяются психологические мотивы — желание возместить потерянного ребенка новым рождением. Авторы, считающие параллелизм рождаемости и детской смертности результатом общих влияний, сводят эти общие влияния к факторам бытового и экономического порядка, в частности к влиянию бедности.

Кроме работ, основанных на массовых демографических материалах, по затронутому вопросу имеется ряд работ, основанных на статистических обследованиях отдельных семей. Работы эти имеют в виду выяснение влияния на детскую смертность количе-

---

[1] Впервые опубликовано в «Вестнике статистики» (1925, № 4—6). Печатается с сокращениями. — *Прим. ред.*

ства детей в семье, порядкового числа рождения и промежутка времени между родами. По вопросу о влиянии количества детей исследования эти в общем показывают, что повышенная детская смертность наблюдается лишь в семьях с очень большим числом детей, превышающим 9—10 на семью. По вопросу о влиянии порядкового числа рождения большинство исследований отмечает прежде всего повышенную смертность первенцев, а затем детей с высоким порядковым номером рождения, начиная с 8-го, 9-го ребенка.

Указанные работы представляют, несомненно, большой интерес для выяснения вопроса о связи между рождаемостью и детской смертностью. Работы эти, однако, обычно основаны на очень небольших числах наблюдений, относятся лишь к отдельным группам населения, и полученные выводы, понятно, не могут быть безоговорочно распространены на все население. Не дают ответа эти исследования и на вопрос о характере и степени связи между рождаемостью и детской смертностью.

Все это свидетельствует о крайней противоречивости воззрений на связь между рождаемостью и детской смертностью. Особенно обращает на себя внимание то, что эта противоречивость касается не только вопроса о характере и причинах связи, но и чисто фактической стороны дела — существования или отсутствия таковой связи вообще.

Указанная противоречивость объясняется прежде всего крайней сложностью вопроса; рождаемость и детская смертность и в статическом, и в динамическом отношении находятся под воздействием столь значительного комплекса нередко взаимно переплетенных факторов, что изолировать связь и влияние одной рождаемости на детскую смертность и обратно крайне трудно, если не невозможно.

Вопрос о связи между рождаемостью и детской смертностью представляет не только теоретический интерес, но имеет и практическое значение. Действительно, если высокая рождаемость тесно и непосредственно связана с высокой детской смертностью, то все усилия, направленные на борьбу с высокой детской смертностью, будут в значительной мере безуспешными, пока не понизится рождаемость. Если же, наоборот, высокая детская смертность является главным фактором повышенной рождаемости, то нужно заранее идти на то, что, стремясь понизить детскую смертность, мы тем самым понижаем и рождаемость, что не всегда желательно и целесообразно. Новые фактические данные к освещению этого противоречивого вопроса являются поэтому весьма желательными.

В этих целях нами были использованы русские данные. Материалами для измерения тесноты связи между обоими явлениями были взяты данные, касающиеся сельского населения отдельных губерний Европейской России за довоенные годы, причем для статистических сопоставлений было взято 46 губерний, и данные

о рождаемости и детской смертности за годы, примыкающие к переписи 1897 г. (1896 и 1897).

При этом нашей задачей являлось — установить на массовых демографических материалах, существует ли, а если существует, то как велика, связь между рождаемостью и детской смертностью.

Основным демографическим фактором, определяющим высоту общего коэффициента рождаемости, т. е. отношение числа родившихся ко всему населению, является число в населении замужних женщин способного к деторождению возраста и особенно число замужних женщин более молодого возраста — до 30 лет, отличающегося наиболее высокой плодовитостью. Число незамужних женщин и внебрачная рождаемость обычно, за исключением крупных городов и немногих стран, не играют сколько-нибудь существенной роли в высоте общей рождаемости ввиду ее незначительности. Для сельского населения России за взятый период времени (1896—1897 гг.) роль внебрачной рождаемости была в этом отношении совершенно ничтожна. Процент внебрачных рождений составлял за это время в 46 губерниях 1,9; на 1000 населения число родившихся вне брака было 0,98 при числе родившихся в браке 51,15. Коэффициент внебрачной плодовитости, т. е. отношение числа внебрачных рождений к числу незамужних женщин 15—50 лет, составил 1,28‰ при коэффициенте брачной плодовитости, т. е. отношении числа брачных рождений к числу замужних женщин 15—50 лет, — 30,76‰.

Значение числа замужних женщин молодого возраста в населении для высоты общей рождаемости подтверждается и весьма высокой корреляцией между высотой рождаемости и процентом замужних женщин в возрасте 15—29 лет в населении. Для сельского населения 46 русских губерний коэффициент корреляции составляет $0{,}879 \pm 0{,}022$. Частичный коэффициент корреляции между этими переменными, если принять детскую смертность постоянной, почти не изменяется, составляя $0{,}867 \pm 0{,}025$.

Для выяснения связи между степенью размножения (плодовитостью населения) и детской смертностью необходимо устранить влияние на высоту рождаемости демографических факторов, кроющихся в самом составе населения. Как это элиминирование отдельных факторов отражается на величине коэффициентов корреляции между рождаемостью и детской смертностью, видно из нижеприведенных данных для сельского населения 46 губерний Европейской России.

Детская смертность и общая рождаемость	$0{,}588 \pm 0{,}065$
Детская смертность и брачная плодовитость	$0{,}401 \pm 0{,}083$
Детская смертность и стандартизованный коэффициент рождаемости	$0{,}390 \pm 0{,}084$

Далее сопоставлены полные и частичные коэффициенты корреляции между отдельными переменными.

Полные коэффициенты корреляции

Брачная плодовитость и детская смертность	0,401 ± 0,083
Брачная плодовитость и процент замужних женщин 15—29 лет среди замужних 15—60 лет	0,618 ± 0,061
Процент замужних женщин 15—29 лет среди замужних 15—50 лет и детская смертность	0,283 ± 0,091

Частичные коэффициенты корреляции

Переменные	*Постоянные*	
Брачная плодовитость и детская смертность	Процент замужних женщин 15—29 лет среди замужних 15—50 лет	0,300 ± 0,090
Брачная плодовитость и процент замужних женщин 15—29 лет среди замужних 15—50 лет	Детская смертность . . .	0,574 ± 0,066
Процент замужних женщин 15—29 лет среди замужних 15—50 лет и детская смертность	Брачная плодовитость . .	0,049 ± 0,099

Таким образом, связь между плодовитостью и детской смертностью весьма незначительна и говорить о сильном прямом влиянии высоты рождаемости на высоту детской смертности и обратно вряд ли приходится. Тот параллелизм, который наблюдается между общей рождаемостью и детской смертностью при территориальных сопоставлениях, должен быть признан в значительной степени отраженным явлением, результатом влияния общих факторов, определяющих высоту того и другого явления. В первую очередь здесь возникает предположение, не является ли одним из таких общих факторов молодой возраст замужних женщин.

Из приведенных выше данных видно, что связи между детской смертностью и процентом замужних женщин 15—29 лет не имеется. Если взять более молодой возраст — 15—19 лет, то полный коэффициент корреляции между детской смертностью и процентом замужних женщин 15—19 лет среди замужних 15—50 лет составляет 0,349±0,087, а частичный коэффициент, если принять брачную плодовитость постоянной, — 0,182±0,096. Таким образом, влияния молодого возраста матерей на детскую смертность на массовых демографических данных не обнаруживается.

Высокая общая рождаемость и высокая детская смертность в Европейской России наблюдались главным образом в великорусских, северо-восточных, восточных и центральных земледельческих губерниях, а сравнительно низкие рождаемость и детская смертность — в западных и юго-западных губерниях. Для первой группы губерний были характерны высокая брачность, обилие ранних браков и как следствие обилие среди населения замужних женщин вообще и молодого возраста в частности, а результат всего этого — высокая рождаемость. Во второй группе губерний

брачность невысока и браки заключаются в более старшем возрасте, благодаря чему среди населения замужних вообще и молодого возраста в частности меньше, чем в первой группе губерний; общая рождаемость сравнительно низка, хотя плодовитость замужних женщин не ниже, а местами выше, чем в первой группе губерний. Вместе с тем в этих губерниях все женщины, а беременные и кормящие грудью особенно, пользуются большей свободой от тяжелых полевых работ; раннее прикармливание и соска отсутствуют, грудные дети во время летних работ обычно берутся с собой в поле. Такие элементы, как высокая общая рождаемость, высокая детская смертность и ранние браки, в России обычно сопутствуют друг другу, сосуществуют под влиянием общих бытовых и социально-экономических условий. Прямая же связь между плодовитостью и детской смертностью если и имеется, то незначительная и в массовых демографических явлениях сколько-нибудь существенной роли не играет.

Установление тесноты и характера связи между одновременными явлениями на основах территориальных сопоставлений ввиду значительной разнородности населения территорий и обилия побочных влияний недостаточно для уяснения вопроса и должно быть пополнено данными о связи на динамических рядах, относящихся к одной и той же территории. Для этой цели было отобрано 19 губерний и по каждой губернии прослежена связь между кратковременными однолетними колебаниями рождаемости и детской смертности за период времени в 25 лет — с 1886 по 1910 г. Конкретной задачей являлось измерение тесноты связи: 1) между высотой детской смертности в данном календарном году и высотой рождаемости в следующем году; 2) между высотой рождаемости и высотой детской смертности в одном и том же году; 3) высотой рождаемости в данном году и высотой детской смертности в следующем году. При отборе губерний были взяты губернии с различными соотношениями рождаемости и детской смертности.

За отсутствием сколько-нибудь надежных погодных чисел сельского населения пришлось пользоваться абсолютными числами родившихся за отдельные годы; для характеристики детской смертности были взяты также абсолютные числа умерших в возрасте до 1 года. Коэффициенты корреляции при этом вычислялись между разностями последовательных значений величин, а не между самими величинами. Самое вычисление коэффициентов производилось по первоначальным членам рядов, а не по отклонениям от средней, по формуле

$$r = \frac{\Sigma_{xy} - \frac{\Sigma_x \Sigma_y}{n}}{\sqrt{\left(\Sigma_{x^2} - \frac{(\Sigma_x)^2}{n}\right)\left(\Sigma_{y^2} - \frac{(\Sigma_y)^2}{n}\right)}},$$

где x и y — первоначальные члены рядов, n — число членов ряда.

Для обозначения отдельных переменных в дальнейшем приняты следующие сокращения: $P(x-1, x)$ обозначает разность между числами родившихся в году x и году $x-1$; $C(x-1, x)$ означает разность между числами умерших детей в году x и году $x-1$.

Из полученных частичных коэффициентов корреляции, показывающих связь между детокой смертностью и рождаемостью в следующем году, при устранении влияния рождаемости предыдущих лет видно, что говорить об этой связи как о постоянном устойчивом явлении не приходится.

В табл. 1 сопоставлены для отдельных губерний средние за все взятые 25 лет величины детской смертности, средние квадратические отклонения величин отдельных городов от средней (σ), коэффициенты изменчивости (v) и частичные коэффициенты корреляции $C(x-1, x) : P(x, x+1)$ при постоянных $P(x-1, x)$ и $P(x-2, x-1)$. Губернии расположены в порядке высоты детской смертности.

Таблица 1

Губерния	Среднее число умерших 0–1 года на 100 родившихся за 1886–1910 гг.	σ	v	r^*
Пермская	39,1	7,013	17,940 ± 1,745	0,571
Нижегородская	37,3	3,186	8,534 ± 0,822	0,511
Вятская	35,6	4,445	12,471 ± 1,212	0,694
Пензенская	33,8	3,875	11,421 ± 1,100	0,239
Костромская	32,5	4,933	15,038 ± 1,463	0,768
Олонецкая	32,5	2,419	7,449 ± 0,717	0,407
Вологодская	29,9	4,361	14,564 ± 1,447	0,498
Самарская	29,7	3,123	10,516 ± 1,010	—0,135
Воронежская	28,7	3,294	11,458 ± 1,104	—0,136
Архангельская	24,5	2,093	8,556 ± 0,828	0,270
Могилевская	19,5	1,398	7,152 ± 0,682	0,278
Полтавская	19,2	2,137	11,119 ± 1,072	0,380
Витебская	18,7	1,802	9,654 ± 0,939	0,334
Волынская	18,0	1,279	7,089 ± 0,676	0,476
Екатеринославская	18,0	1,611	8,933 ± 0,861	—0,114
Подольская	17,5	1,573	9,007 ± 0,868	—0,360
Минская	17,4	1,102	6,344 ± 0,607	0,261
Эстляндская	14,3	1,496	10,460 ± 1,008	0,504
Курляндская	14,3	1,441	10,097 ± 0,973	0,373

* r — коэффициент корреляции.

Из таблицы видно, что в общем более высокие коэффициенты корреляции наблюдались в губерниях, где, с одной стороны, более высока детская смертность, а с другой — более велики коэффициенты изменчивости.

Связь между детской смертностью и рождаемостью в следующем году в достаточной степени обнаруживается преимущественно в губерниях с резко повышенной детской смертностью и при резких ее колебаниях. Вместе с тем эти губернии выдаются по час-

тоте ранних браков и высокому проценту молодых замужних женщин с высокой плодовитостью. Понятно, что здесь резкие подъемы детской смертности могут оказывать влияние на рождаемость. Считать, однако, при таких условиях исключительного характера детскую смертность нормальным физиологическим регулятором колебаний высоты рождаемости не приходится, и связь эта носит, скорее, патологический характер. При более нормальных условиях — отсутствии чрезмерно резких колебаний и чрезмерной высоты детской смертности, а также отсутствии ранних браков — колебания детской смертности не оказывают почти никакого прямого влияния на высоту рождаемости.

По второму поставленному нами вопросу — о влиянии рождаемости на детскую смертность в том же календарном году и в следующем — частичные коэффициенты корреляции показывают отсутствие во всех взятых губерниях связи между рождаемостью и детской смертностью того же календарного года. Равным образом отсутствует в большинстве губерний и связь между рождаемостью и детской смертностью следующего календарного года.

Следует еще остановиться на вопросе о влиянии на рождаемость колебаний брачности и о возможном влиянии этих колебаний на связь между детской смертностью и рождаемостью следующего года. В приводимой ниже таблице сопоставлены полные коэффициенты корреляции между брачностью и рождаемостью следующего года и частичные — между брачностью и рождаемостью следующего года при устранении влияния детской смертности, а также между детской смертностью и рождаемостью следующего года при устранении влияния брачности.

Таблица 2

Губерния	$Б(x-1, x) : P(x, x+1)$	$Б(x-1, x) : C(x-1, x)$	$Б(x-1, x) : P(x, x+1)$, постоянная $C(x-1, x)$	$C(x-1, x) : P(x, x+1)$, постоянная $Б(x-1, x)$
Архангельская	0,092	—0,055	0,115	0,314
Витебская	0,364	—0,165	0,578	0,698
Вологодская	0,025	0,169	—0,106	0,635
Волынская	0,359	0,089	0,357	0,437
Воронежская	0,255	—0,357	0,332	0,262
Вятская	0,107	0,419	—0,120	0,485
Екатеринославская	0,034	0,086	—0,039	0,053
Костромская	0,019	—0,086	0,189	0,873
Курляндская	0,411	—0,181	0,527	0,505
Минская	0,556	0,191	0,534	0,195
Могилевская	0,165	—0,175	0,253	0,418
Нижегородская	0,333	0,134	0,310	0,483
Олонецкая	—0,182	—0,312	—0,044	0,436
Пензенская	0,411	0,095	0,402	0,167
Пермская	0,358	0,194	0,307	0,482
Подольская	0,408	0,056	0,499	—0,558
Полтавская	0,172	0,170	0,127	0,279
Самарская	0,315	—0,062	0,309	—0,183
Эстляндская	0,458	0,241	0,407	0,323

Устранение влияния брачности не вносит существенных изменений в отмеченные выше соотношения между детской смертностью и рождаемостью следующего года.

Резюмируя изложенное, можно сделать следующие выводы:

1. Прямая связь между плодовитостью и детской смертностью незначительна, и территориальные совпадения высокой рождаемости с высокой детской смертностью и обратно обусловливаются преимущественно общими влияниями демографических, бытовых и социально-экономических факторов.

2. Влияние высоты детской смертности на высоту рождаемости в следующем году проявляется преимущественно в местностях с очень высокой детской смертностью и при резких ее колебаниях и носит, скорее, патологический, чем физиологический характер.

3. Связи между высотой рождаемости и высотой детской смертности в том же году не имеется.

4. В некоторых случаях имеется нерезко выраженная связь между рождаемостью и детской смертностью в следующем году, в большинстве же случаев и эта связь отсутствует[1].

О РАННЕЙ ДЕТСКОЙ СМЕРТНОСТИ[2]

Термин «ранняя детская смертность» равнозначен термину «смертность новорожденных». Оба названия в отношении возрастных границ не являются твердо определенными и одинаково трактуемыми в отдельных странах различными авторами.

Мы в дальнейшем под ранней детской смертностью подразумеваем смертность на протяжении первого месяца жизни. Этот возрастной период по высоте смертности, своей патологии и основным причинам смерти существенно отличается от детской смертности на первом году жизни в возрасте старше одного месяца.

В связи с высокой смертностью на первом месяце жизни значение ранней детской смертности для высоты детской смертности на протяжении всего первого года жизни очень велико, и в деле борьбы с детской смертностью в возрасте 0—1 года необходимо уделять самое серьезное внимание борьбе против ранней детской смертности, учитывая специфические условия этой борьбы, отличающие необходимые здесь мероприятия от мер, принимаемых в отношении детей в возрасте старше месяца. Для характеристики

---

[1] Публикуемая работа С. А. Новосельского «О тесноте связи между рождаемостью и детской смертностью» имеет большое методическое значение. Приводимые автором полные и частичные коэффициенты плодовитости и смертности (при переменных и постоянных показателях-факторах) могут быть широко использованы для различных сопоставлений и сравнений. Статья представляет также интерес с точки зрения приложимости новейшего математико-статистического аппарата в санитарно-демографических исследованиях нашего времени. — *Прим. ред.*

[2] Написано в 1941 г. Публикуется по кн.: *Новосельский С. А.* Вопросы демографической и санитарной статистики (Избранные произведения). М., 1958, с. 131—159. — *Прим. ред.*

роли и удельного веса чисел умерших в возрасте менее месяца в составе умирающих на протяжении первого года в нижеследующей таблице сопоставлены соответствующие абсолютные и относительные числа экстенсивности для ряда иностранных государств. Все данные относятся к трехлетию 1927—1929 гг. Страны расположены в восходящем порядке удельного веса умерших в возрасте 0—1 месяца в составе умерших в возрасте 0—1 года.

Таблица 1

Страна	Число умерших в возрасте 0—1 года	в том числе было умерших в возрасте 0—1 месяца	Процент умерших в возрасте 0—1 месяца в составе умерших в возрасте 0—1 года
Греция (1925—1927 гг.)	45 458	14 530	32,0
Италия	389 927	126 759	32,5
Португалия (1929—1930 гг.)	59 454	19 457	32,7
Франция (1926—1928 гг.)	205 063	68 724	33,5
Болгария (1926—1928 гг.)	84 133	28 912	34,4
Ирландия (Эйре)	12 372	4 573	37,0
Япония	881 143	346 931	39,4
Финляндия	21 277	8 473	39,8
Дания	16 625	6 633	39,9
Венгрия	118 803	47 830	40,3
Шотландия	24 936	10 605	42,5
Швеция (1926—1928 гг.)	17 319	7 751	44,8
Англия и Уэльс	136 438	62 790	46,0
Германия	328 953	154 588	47,0
Норвегия (1926—1928 гг.)	7 579	3 659	48,3
Канада	64 879	31 311	48,3
США (1923 и 1925 гг.)	272 911	141 901	52,4
Швейцария (1928—1930 гг.)	11 280	5 955	52,8
Австралия	21 000	11 558	55,0
Новая Зеландия	2 976	2 034	68,3

В Ленинграде процент умерших в возрасте 0—1 месяца в составе умерших в возрасте 0—1 года составлял в 1934—1935 гг. 37,5 и в 1937—1938 гг.— 34,2. Как видно из таблицы, процент этот колеблется в широких пределах и очень высок, не опускаясь ниже 30 и доходя в некоторых странах (Новая Зеландия) почти до 70. Эти колебания и различия зависят, как и для всех экстенсивных соотношений, от двух переменных величин — сравнительной величины чисел умирающих в возрасте менее месяца и чисел умирающих в возрасте старше месяца. Естественно, что при повышении чисел умирающих в возрасте старше месяца процентные величины для чисел в возрасте менее месяца автоматически понижаются, и наоборот. Помимо этого на числа умирающих в возрасте до 1 месяца существенно влияют имеющиеся в отдельных странах законоположения и правила о регистрации рождений и смертей, в частности сроки регистрации родившихся, правила о регистрации и определении мертворожденных, выкидышей, преждевременно родившихся в ранней стадии беременности и т. п.

Все эти различия в условиях регистрации оказывают особенное влияние на величину чисел умирающих в течение первых суток после рождения, когда смертность вообще крайне высока, но учитываются в отдельных странах с весьма различной степенью полноты. Вместе с тем бо́льшая или меньшая полнота учета умирающих в этом возрасте оказывает очень большое влияние на величину чисел умирающих не только в возрасте менее месяца, но и на величину чисел умирающих в возрасте всего первого года жизни. В США, например, где смерти в течение первых 24 часов учитываются и регистрируются с особенной полнотой и тщательностью, процент умирающих в этом возрасте по отношению к числам смертей на протяжении всего первого года жизни превышает 20 и на протяжении первого месяца составляет почти 40. В некоторых других странах, где смерти в первые сутки учитываются неполно (живорожденные, очень маловесные, недоношенные дети трактуются как выкидыши и т. п.), удельный вес умирающих в возрасте менее суток по отношению к числам умирающих в возрасте 0—1 года понижается до 5—6% и по отношению к числам умирающих в возрасте 0—1 месяца — до 15—16%.

Сравнительные величины удельного веса умерших в возрасте 0—1 месяца в составе чисел умерших в возрасте до 1 года, приведенных в таблице, не указывают, понятно, на сравнительную величину смертности в возрасте 0—1 месяца в приведенных странах. Смертность — частота смертей — в раннем детском возрасте измеряется отношением к числу родившихся и может быть в одной стране значительно выше, чем в другой, при обратном отношении величин удельного веса. В Португалии, например, как это видно из табл. 1, удельный вес умерших в раннем детском возрасте до 1 месяца (32,7%) в 2 с лишним раза меньше, чем в Новой Зеландии (68,3%), смертность же в этом возрасте по отношению к числу родившихся в Португалии (48,2 на 1000 родившихся) в 2 раза выше, чем в Новой Зеландии (24,9).

Детская смертность в возрасте 0—1 года за последние 40—50 лет везде в большей или меньшей степени понизилась. При этом понижение ранней детской смертности на первом месяце жизни в большинстве стран выражено в меньшей степени, чем в возрасте 1—11 месяцев. В табл. 2 сопоставлены для некоторых стран величины ранней детской смертности и смертности в возрасте 1—11 месяцев за периоды времени, разделенные 25-летним промежутком, — за 1901—1905 и 1927—1929 гг.

Из этой таблицы видно, что во всех приведенных странах смертность за взятые 25 лет понизилась в возрасте 1—11 месяцев в гораздо большей степени, чем в возрасте до 1 месяца. Особенно резко эти различия в падении смертности выражены в Новой Зеландии, где в связи с замедленным темпом падения ранней детской смертности и быстрым понижением смертности в возрасте старше 1 месяца ранняя детская смертность на первом месяце жизни в 1927—1929 гг. оказалась более чем в 2 раза выше, чем смертность на протяжении остальных 11 месяцев жизни.

Таблица 2

Страна	1901–1905 гг.		1927–1929 гг.	
	Число умерших в возрасте 0–1 месяца на 1000 родившихся	Число умерших в возрасте 1–11 месяцев на 1000 родившихся и доживших до 1 месяца	Число умерших в возрасте 0–1 месяца на 1000 родившихся	Число умерших в возрасте 1–11 месяцев на 1000 родившихся и доживших до 1 месяца
Англия и Уэльс	40,3	101,6	32,1	44,1
Германия	58,3	145,5	44,3	52,2
Дания	39,2	83,4	32,8	51,3
Финляндия	40,1	94,7	37,0	57,9
Швеция	31,1	61,8	26,0*	33,0*
Швейцария	55,1	83,7	28,6**	24,3**
Новая Зеландия	30,6	45,4	24,9	11,8

* 1926–1928 гг.
** 1928–1930 гг.

Для большей наглядности в табл. 3 приводятся перечисленные показатели табл. 2 при условии принятия показателей 1901—1905 гг. равными 100.

Таблица 3

Страна	Показатели смертности в возрасте 0–1 месяца		Показатели смертности в возрасте 1–11 месяцев	
	1901–1905 гг.	1927–1929 гг.	1901–1905 гг.	1927–1929 гг.
Англия и Уэльс	100	80	100	43
Германия	100	76	100	36
Дания	100	84	100	62
Финляндия	100	92	100	61
Швеция	100	84	100	53
Швейцария	100	52	100	29
Новая Зеландия	100	81	100	26

Таким образом, ранняя детская смертность за 25-летний промежуток времени в приведенных странах (кроме Германии и Швейцарии) упала менее чем на 20%, смертность же в возрасте 1—11 месяцев понизилась на 40—75%. Аналогичная динамика наблюдается и в отдельных крупных городах. Для примера в следующей таблице приводятся данные для Копенгагена, где можно сопоставить их более чем за 50 лет (табл. 4).

До начала нынешнего столетия ранняя детская смертность в Копенгагене понижалась быстрее, чем в возрасте 1—11 месяцев, но затем падение смертности в этом возрасте значительно определило падение ранней детской смертности. В результате за все 50 лет ранняя детская смертность понизилась немного более чем

Таблица 4

Годы	Число умерших в возрасте 0–1 месяца на 100 родившихся	Число умерших в возрасте 1–11 месяцев на 100 родившихся и доживших до 1 месяца	Принимая показатели 1878–1882 гг. за 100	
			для смертности в возрасте 0–1 месяца	для смертности в возрасте 1–11 месяцев
1878—1882	6,3	16,0	100	100
1883—1887	6,0	15,4	95	96
1888—1892	5,0	14,5	79	91
1893—1897	4,7	14,1	75	88
1898—1902	4,4	12,8	70	80
1903—1907	4,3	10,4	68	65
1908—1912	3,8	8,3	60	52
1913—1917	3,5	6,7	56	42
1918—1922	3,3	4,6	52	29
1923—1927	3,0	4,2	48	26
1928—1932	2,9	3,8	46	24

в 2 раза (на 54%), а смертность в возрасте 1—11 месяцев понизилась более чем в 4 раза (на 76%).

Для характеристики ранней детской смертности и ее динамики в Ленинграде ниже приводятся подробные таблицы смертности для первого месяца жизни[1], суммарные за дореволюционные годы (1909—1914) и отдельные для каждого года за период 1934—1938 гг. В табл. 5 даются числа доживающих (величины l_x) по дням для первой недели жизни и по неделям после первых 7 дней. Данные 1934—1938 гг. исчислены с исключением умерших детей приезжих матерей.

Далее в таблице приводятся повозрастные вероятности смерти, умноженные на 1000 для первого дня, первой недели и первого месяца жизни (табл. 6).

Своего рода закономерностью для раннего детского периода жизни является непрерывное понижение смертности с повышением возраста. Смертность в детском возрасте тем выше, чем возраст ближе к моменту рождения, и с увеличением возраста быстро понижается, причем на первом месяце жизни смертность в первый день жизни примерно раз в 20 выше смертности в 30-й день.

Сравнительно с дореволюционными годами ранняя детская смертность в Ленинграде существенно понизилась. Для 1937—1938 гг. понижение составляет для всего первого месяца жизни 21%, для всей первой недели жизни — 26% и для первого дня жизни — 32%. Показатели смертности на первой неделе и первом месяце жизни и динамика этих показателей, понятно, изменяются, если вычислить эти показатели соответственно для переживших

[1] Эти таблицы смертности построены в статистическом кабинете кафедры социальной гигиены Ленинградского педиатрического института научным сотрудником Е. А. Гончаровой при моем консультативном участии.

Таблица 5

Таблицы смертности детей в возрасте 0—1 месяца. Ленинград.

Оба пола

Число доживающих, l_x

Возраст в днях	1909–1914 гг.	1934 г.	1935 г.	1936 г.	1937 г.	1938 г.
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1	98 505	98 942	98 759	98 878	98 992	98 958
2	97 782	98 177	97 973	98 284	98 371	98 466
3	97 379	97 783	97 521	97 903	98 003	98 143
4	97 073	97 569	97 283	97 659	97 758	97 940
5	96 852	97 380	97 092	97 478	97 574	97 778
6	96 646	97 208	96 910	97 316	97 420	97 629
7	96 474	97 044	96 753	97 169	97 281	97 501
14	95 557	95 977	95 702	96 216	96 426	96 534
21	94 653	95 139	94 884	95 425	95 723	95 738
30	93 915	94 431	94 266	94 865	95 160	95 259
Возраст в неделях						
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1	96 474	97 044	96 753	97 169	97 281	97 501
2	95 557	95 977	95 702	96 216	96 426	96 534
3	94 653	95 139	94 884	95 425	95 723	95 738
4	93 915	94 431	94 266	94 865	95 160	95 259
Возраст в месяцах						
0	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1	93 915	94 431	94 266	94 865	95 160	95 259

Таблица 6

Вероятность смерти

($1000q_x$)

Возраст	1909–1914 гг.	1934 г.	1935 г.	1936 г.	1937 г.	1938 г.	Среднее 1937–1938 гг.
0—1 день	14,95	10,58	12,41	11,22	10,08	10,42	10,25
0—1 неделя	35,26	29,56	32,47	28,31	27,19	24,99	26,09
0—1 месяц	60,85	55,69	57,34	51,35	48,40	47,41	47,90

первый день, т. е. для возраста 1—6 дней и для переживших первую неделю жизни, т. е. для возраста 1—3 недели. В табл. 7 приводятся такие показатели для 1909—1914 гг. и для 1937—1938 гг.

Смертность на первой неделе жизни для переживших первый день понизилась в 1937—1938 гг. по сравнению с 1909—1914 гг. на 22% и в возрасте 1—3 недели для переживших первую неделю — на 16%.

Выше было указано, что в большинстве стран детская смертность на первом месяце жизни понизилась в меньшей степени, чем в возрасте 1—11 месяцев. То же наблюдается и в Ленинграде.

Таблица 7

Годы	Число умерших в возрасте 1–6 дней на 1000 родившихся и переживших первый день жизни	Число умерших в возрасте 1–3 недели на 1000 родившихся и переживших первую неделю жизни
1909—1914	20,62	26,53
1937—1938	16,00	22,39

Таблица 8

Годы	Число умерших в возрасте 0–1 месяца на 1000 родившихся	Число умерших в возрасте 1–11 месяцев на 1000 родившихся и доживших до 1 месяца
1909—1914	60,85	193,94
1937—1938	47,90	105,46

Детская смертность в Ленинграде в возрасте 1—11 месяцев была в 1937—1938 гг. на 44% ниже, чем в дореволюционные годы, в возрасте же 0—1 месяца — на 21% (табл. 8). Несложные вычисления по таблицам смертности и доживаемости показывают, что если бы ранняя детская смертность в Ленинграде в возрасте 0—1 месяца за время с 1909—1914 по 1937—1938 гг. понизилась в таком же размере, как смертность в возрасте 1—11 месяцев, то понижение всей детской смертности в возрасте 0—1 года составило бы за указанное время не 39%, как это имело место, а 46% и смертность в возрасте 0—1 года составила бы в 1937—1938 гг. не 148,3 на 1000 родившихся, как это наблюдалось, а 133,2.

Все приведенные выше величины смертности относятся к суммарной смертности обоего пола. Ранняя детская смертность мальчиков, как это вообще характерно для смертности на протяжении первого года жизни, значительно выше смертности девочек. В табл. 9 приводятся умноженные на 1000 повозрастные вероятности смерти за 1937 и 1938 гг. отдельно для каждого пола.

Таблица 9

Вероятность смерти ($1000q_x$)

Возраст в днях	1937 г.		1938 г.	
	мужской пол	женский пол	мужской пол	женский пол
0	11,80	8,26	11,85	8,90
1	7,05	5,46	5,61	4,30
2	3,90	3,57	4,02	2,49
3	2,64	2,33	2,56	1,55
4	2,02	1,74	1,84	1,47
5	1,75	1,45	1,66	1,39
6	1,61	1,23	1,49	1,13
Возраст в неделях				
0	30,41	23,81	28,72	21,06
1	9,59	7,95	10,63	9,17
2	8,40	6,11	9,30	7,15
3	6,66	5,07	5,32	4,68
Первый месяц жизни	54,12	42,37	53,04	41,49

Во всех возрастах, как видно из этой таблицы, смертность мальчиков значительно превышает смертность девочек.

Патология и причины смерти на первом месяце жизни существенно отличаются от патологии более позднего возраста 1—11 месяцев. Равным образом различны и факторы, способствующие повышенной смертности в этих двух возрастных периодах. Поэтому повышенные и пониженные величины смертности в этих возрастах в различных районах одной и той же местности не параллельны, и нередко ранняя детская смертность сравнительно низка там, где высока смертность в более позднем возрасте, и наоборот.

Высокая смертность в первом месяце жизни главным образом связана с частотой преждевременных родов и крайне высокой смертностью, свойственной недоношенным детям именно на первом месяце и особенно в течение первых дней жизни. Из числа новорожденных, умирающих в родильных домах Ленинграда в течение первых дней жизни, до выписки матери, свыше 70% приходится на родившихся при преждевременных родах, а в составе новорожденных, умирающих в первые 24 часа после рождения, процент этот превышает 80.

К сожалению, в вопросе о разграничении срочных родов от преждевременных и доношенных детей от недоношенных нет должной ясности и твердо установленных определений. Существующие в этом вопросе путаница, противоречивость и неопределенность крайне затрудняют статистическое изучение вопроса о ранней детской смертности, о смертности и жизнеспособности недоношенных, о частоте преждевременных родов и о динамике этих явлений. Противоречивость в этом вопросе крайне вредно отражается и на сравнимости и сопоставимости соответствующих статистических данных.

По самому смыслу слова недоношенные дети — это дети, рожденные при преждевременных родах. Такое определение и дается большинством авторов. Так, согласно Большой медицинской энциклопедии[1] (т. 20, статья «Недоношенность») «недоношенность в обычном понимании — рождение ребенка до истечения полного срока беременности». В Большой медицинской энциклопедии (т. 29, статья «Роды») указывается, что роды являются преждевременными, если происходят на 28—38-й неделе беременности.

В противоположность этим определениям и критериям для разграничения недоношенных и доношенных детей, критериям, связывающим понятие недоношенности исключительно со временем, т. е. со сроком и продолжительностью беременности, другие авторы считают необходимым для определения недоношенности совокупность признаков и со стороны матери и, главное, со стороны плода. При этом обычно указывается на различие понятия «доношенный» — связанного со временем, и понятия «зрелый» — относящегося к степени развития плода. Обычно также делается ссылка на трудности определения срока беременности и на большую изменчивость продолжительности беременности.

[1] См. первое издание БМЭ. — *Прим. ред.*

И. И. Богоров [1] считает, что рост находится в большем соответствии со степенью развития новорожденного и продолжительностью беременности, чем вес. При этом он указывает, что рост новорожденных не пропорционален весу. В Большой медицинской энциклопедии [2] указывается, что «вес является более важным и более точным мерилом развития новорожденного, чем рост».

В противоположность мнению, что вес новорожденных не пропорционален росту, следует указать, что хотя рост новорожденных гораздо менее изменчив, чем вес (коэффициент изменчивости роста живых доношенных одноплодных новорожденных, по разработанным в Ленинградском институте здравоохранения материалам ленинградских родильных учреждений за 1934 г., составлял 3,72± ±0,02 при коэффициенте для веса 12,69±0,068), тем не менее параллелизм, корреляция между ростом и весом новорожденных велики, особенно у недоношенных детей. По массовым материалам ленинградских родильных учреждений за 1934 г., разработанным в Ленинградском институте здравоохранения (18 544 мальчика и 16 857 девочек), коэффициенты корреляции между весом и ростом живых одноплодных новорожденных были следующие:

Коэффициенты корреляции (r) между весом и ростом живых одноплодных новорожденных (Ленинград, 1934)

	Мальчики	Девочки
Родившиеся в срок . . .	. 0,708±0,004	0,681±0,005
Родившиеся преждевременно	. 0,835±0,006	0,818±0,007

Что касается отмечаемой многими авторами большой изменчивости продолжительности беременности и значительных размахов физиологических колебаний в продолжительности беременности, то объективные цифровые данные не подтверждают этого. Показателем изменчивости того или иного явления служат среднее квадратическое отклонение (σ) и коэффициент изменчивости, представляющий процентное отношение среднего квадратического отклонения к средней арифметической изучаемого явления. Если вычислить коэффициенты изменчивости физиологической продолжительности человеческой беременности, то коэффициенты эти колеблются у отдельных авторов от 2,9 до 4,9%. Коэффициенты изменчивости такой величины должны быть признаны низкими, если сравнить их с коэффициентами для ряда других биологических, физиологических и патологических явлений и анатомических и антропологических признаков. Так, например, коэффициент изменчивости частоты пульса в минуту у здоровых молодых мужчин в состоянии покоя составляет 14,9%, а частоты дыхания — 17,8%.

Кроме двух указанных выше критериев, применяемых для разграничения недоношенных и доношенных новорожденных, а имен-

[1] См.: *Богоров И. И.* Продолжительность беременности и ее диагностика. Л., 1939.

[2] БМЭ, т. 21, статья «Новорожденный».

но: 1) критерия, основанного только на данных о продолжительности беременности, причем недоношенными признаются все родившиеся при продолжительности беременности менее 260 дней, считая с первого дня последней менструации; 2) критерия, основанного в первую очередь на совокупности количественных и качественных признаков со стороны плода и лишь во вторую очередь на сроке беременности,— у нас широко распространен упрощенный критерий, по которому недоношенными и незрелыми являются все новорожденные весом менее 2500 г. Упрощенное определение недоношенности по одному признаку веса весьма легко и удобно, но не подлежит сомнению, что оно теоретически неправильно, ненаучно и совершенно не соответствует массовым статистическим данным. В Большой медицинской энциклопедии (т. 29, статья «Роды») обращается внимание на необходимость «всегда помнить, что, с одной стороны, бывают удивительно легкие, но, несомненно, доношенные, а с другой стороны — сравнительно тяжелые, но явно недоношенные плоды; отсюда ясно, что понятия «зрелый» и «недоношенный» не всегда идентичны».

Не выдерживает критики и установление одной и той же весовой границы в 2500 г безразлично для родившихся при одноплодных и многоплодных родах, для новорожденных мальчиков и девочек, новорожденных у первородящих и повторнородящих матерей. Средний вес близнецов почти на 1000 г ниже среднего веса одноплодных, вес одноплодных мальчиков в среднем на 100—150 г больше веса девочек, вес новорожденных, и мальчиков и девочек, у повторнородящих на 100—150 г больше веса новорожденных у первородящих. Руководствуясь для разграничения детей на доношенных и недоношенных одним критерием веса в 2500 г, пришлось бы мальчиков весом в 2500 г, родившихся у повторнородящих матерей, относить к зрелым и доношенным, а девочек весом в 2400 г у первородящих относить к незрелым и недоношенным, хотя здесь различия в весе при прочих равных условиях зависят только от факторов половой принадлежности родившихся и порядка родов.

Главным возражением против возможности разграничения доношенных от недоношенных только по весу 2500 г является тот факт, что маловесные новорожденные совсем не являются однородной группой, но группой, в которую входят различные категории, резко различающиеся по своей жизнеспособности, определяемой высотой ранней смертности. Совокупность эта включает, с одной стороны, действительно недоношенных, т. е. родившихся от преждевременных родов; большинство этих детей дебилики с резко пониженной жизнеспособностью. В эту же совокупность входят доношенные дебильные маловесные дети, отставшие в своем развитии и питании вследствие болезни и конституционных аномалий матери. В эту же совокупность входит значительная часть доношенных и вполне здоровых детей, родившихся от многоплодных родов, и, наконец, группа вполне доношенных, вполне здоровых маловесных одноплодных новорожденных. Жиз-

неспособность маловесных детей, измеряемая высотой смертности, существенно различается, если измерять смертность отдельно для входящих в эту совокупность различных групп новорожденных и прежде всего отдельно для маловесных одноплодных, родившихся в срок и родившихся преждевременно.

Ниже приведены данные Шварца и Кона (Schwarz и Kohn, 1921 г.).

	Родилось с весом при рождении менее 2500 г	Из них умерло, не дожив до года	Процент умерших
Родившиеся в срок . . .	69	11	15,9
Родившиеся преждевременно . . .	89	37	41,6
Итого	158	48	30,4

Смертность недоношенных маловесных на первом году жизни почти в три раза выше смертности маловесных, но доношенных детей. В своем заключении авторы указывают, что главнейшим фактором высокой смертности маловесных новорожденных являются преждевременные роды.

Работа Шварца и Кона основана на очень небольшом числе наблюдений. Кроме того, дети, родившиеся в срок, и преждевременно родившиеся дети с малым весом не дифференцированы по весу, что могло в известной мере отразиться на результатах ввиду преобладания среди преждевременно родившихся детей очень малого веса (от 1000 до 2000 г.). В Ленинградском институте здравоохранения собирались и разрабатывались начиная с 1931 г. статистические карты родовспоможения, получаемые от всех родильных учреждений Ленинграда.

На этих картах в числе других вопросов поставлены вопросы о весе новорожденного и о срочности или преждевременности родов, причем в случае преждевременных родов требовалось указать, на какой неделе беременности они произошли (до 1938 г. требовалось указать, на каком месяце). В дальнейшем изложении приводятся подробно разработанные на этом материале за 1933—1938 гг. данные о ранней смертности различных категорий новорожденных в зависимости от веса при рождении. Здесь ограничиваемся сопоставлением величин смертности на первой неделе жизни детей, родившихся в срок и преждевременно родившихся при одноплодных родах с весом 2000—2500 г. и 2500—3000 г.

Ранняя смертность на 1-й неделе жизни среди родившихся преждевременно при весе их от 2000 до 2500 г почти в три раза выше, чем среди родившихся в срок детей одинакового веса, а смертность среди преждевременно родившихся при весе их от 2500 до 3000 г более чем в три раза выше смертности родившихся в срок детей такого же веса. Явление это (более высокая смертность недоношенных по сравнению с доношенными), как будет

Таблица 10

Смертность новорожденных на 1-й неделе жизни при одноплодных родах в родильных учреждениях Ленинграда в 1933—1938 гг.

	Вес при рождении					
	2000—2499 г			2500—2999 г		
	число родившихся	из них умерло на 1-й неделе	на 1000 родившихся умерло	число родившихся	из них умерло на 1-й неделе	на 1000 родившихся умерло
Родившиеся в срок	4 197	119	28,3	54 780	473	8,6
Родившиеся преждевременно	12 618	932	73,9	8 193	241	29,4
Итого	16 815	1 051	62,5	62 973	714	11,3

видно из приведенных данных, наблюдается при любом начальном весе тех и других детей. Вместе с тем из табл. 10 видно, что при одноплодных родах из 16 815 новорожденных весом от 2000 до 2500 г 4197, или 25%, родились в срок и что из 12 618+ +8193=20 811 новорожденных с весом от 2000 до 3000 г, родившихся преждевременно, 8193, или 39%, весили от 2500 до 3000 г.

На основании приведенных выше данных, а также мнений некоторых крупнейших акушеров и педиатров можно признать, что в вопросе о недоношенности и доношенности новорожденных следует руководствоваться совокупностью признаков со стороны матери и совокупностью количественных и качественных признаков со стороны новорожденного, причем главное значение принадлежит признакам со стороны матери, в частности признаку продолжительности беременности: новорожденных при продолжительности беременности в 37 недель и менее, считая с первого дня последней менструации, было бы правильно относить к недоношенным, контролируя анамнестические данные объективными признаками со стороны роженицы и количественными и качественными признаками со стороны родившегося.

Следует также остановиться на вопросе о так называемой жизнеспособности плода в зависимости от продолжительности беременности. Уже более 100 лет назад в акушерстве установилось разделение случаев преждевременного прекращения беременности на выкидыши и преждевременные роды, причем к преждевременным родам относят преждевременное прекращение беременности после 28 недель, а к выкидышам — прекращение беременности в первые 28 недель; считают, что ребенок, родившийся в первые 28 недель беременности, нежизнеспособен. Эти столетней давности взгляды до сего времени шаблонно повторяются во многих учебниках акушерства, хотя «нежизнеспособность» всех родившихся в первые 28 недель беременности встречает в настоящее время сильные возражения и не соответствует современным фактическим данным. «Нежизнеспособность» по смыслу этого слова означает, что такие «нежизнеспособные» плоды или родятся мертвыми, или

умирают вскоре после рождения при всяких условиях; между тем в настоящее время далеко не редки случаи, когда удается сохранить жизнь детям, родившимся на 25—26-й неделе беременности.

В противоположность этому многие акушеры до сего времени придерживаются устарелых воззрений на жизнеспособность очень маловесных недоношенных. Такие воззрения свидетельствуют, что эти акушеры во всяком случае не принадлежат к ученым, которые имеют смелость ломать старые традиции, нормы и установки, становящиеся устарелыми.

В акушерстве более, чем в других отраслях медицины, многие вопросы могут получить правильное разрешение только на основе массовых статистических данных и научно правильной статистической методики. Многие акушеры, однако, отрицательно относящиеся к приложению статистических методов в медицине, склонны думать, что выводы из их субъективного опыта представляют сокровище, которое не могут поколебать никакие статистические исследования и доказательства. Вместе с тем немало акушеров, как и врачей вообще, находят возможным приступать к статистическим построениям и исследованиям, не потрудившись ознакомиться с элементами статистической методики. Всеми этими обстоятельствами в значительной мере и объясняется та противоречивость и неопределенность, которая имеется в вопросе о недоношенности и незрелости.

Как было указано, главным фактором в высоте ранней детской смертности является недоношенность. Работ о смертности недоношенных детей имеется довольно много. Однако преобладающее большинство этих работ основано на малом материале отдельных клиник и родильных домов и не дает подробной картины ранней смертности и выживаемости недоношенных по мелким возрастным промежуткам (дням и неделям), ограничиваясь обычно суммарными данными о смертности на протяжении всей первой недели и всего первого месяца жизни. Авторы этих работ, прослеживая иногда выживаемость недоношенных на протяжении всего первого года жизни и даже позже, обычно пользуются примитивной и неправильной методикой измерения смертности, не считаясь с «миграциями» (выходом из-под наблюдения), а просто вычитая вышедших из-под наблюдения из числа прослеживаемых. Между тем здесь, как и в подобных случаях вообще, необходимо применять незнакомые большинству врачей довольно сложные приемы измерения смертности так называемых мигрирующих масс [1].

Материалами для приводимых ниже построений о сравнительной ранней смертности недоношенных и доношенных детей в Ленинграде служили статистические карты родовспоможения, составляемые на каждые роды и полученные Статистическим

[1] См.: *Паевский В. В.* Об измерении смертности мигрирующих масс населения. Труды Демографического института Академии наук СССР. Т. I. Л., 1934, с. 63—134. См. также в кн.: *Паевский В. В.* Вопросы демографической и медицинской статистики (Избранные произведения). М., 1970, с. 113—158. — *Прим. ред.*

отделом Ленинградского института здравоохранения от всех ленинградских родильных учреждений. В Ленинграде почти все роды, за малыми исключениями, происходят в родильных домах, и, таким образом, карты родовспоможения охватывают почти всех доношенных и недоношенных детей, родившихся в этом городе. На карте в числе других вопросов были поставлены вопросы о срочности и преждевременности данных родов, о весе новорожденного, о числе родившихся плодов (для учета родившихся от многоплодных родов); в случае смерти новорожденного требовалось указать его возраст (в часах — для умерших в возрасте менее суток и в днях — для умерших позже) и причину смерти. Все эти данные позволили подробно изучить раннюю смертность родившихся в срок и родившихся преждевременно детей в комбинации с величиной веса при рождении и отдельно для родившихся при одноплодных и при многоплодных родах, но только для первой недели жизни. Часть рожениц и детей иногда задерживается в родильных учреждениях и больницах на более продолжительное время и некоторая часть новорожденных умирает в родильных учреждениях в возрасте старше одной недели, но после одной недели происходит непрерывная быстрая выписка рожениц и детей, и вполне точное измерение смертности новорожденных в родильных домах невозможно. Ниже приведены данные о смертности в родильных домах новорожденных в возрасте старше одной недели, но эти данные не могут считаться точными, так как предельный возраст этой группы не может быть фиксирован, и самая численность совокупности, в которой произошли эти смертные случаи, неопределенная, быстро меняющаяся.

Весь разработанный для изучения ранней смертности доношенных и недоношенных детей материал родильных домов за 1933—1938 гг. составляет 355 662 родившихся, в том числе 316 512 родившихся в срок от одноплодных родов, 5305 родившихся в срок от многоплодных родов, 30 190 родившихся преждевременно от одноплодных родов и 3655 родившихся преждевременно от многоплодных родов. Распределение родившихся на доношенных и недоношенных производилось на основании записей на статистической карте родовспоможения о срочности или преждевременности родов. Из подсчетов данных статистических карт за 1933—1937 гг. о времени преждевременного прекращения одноплодной беременности при родоразрешениях живым плодом видно, что почти половина (48%) преждевременных родов в этих случаях происходит на IX лунном месяце, 23% — в начале X месяца, 20% — на VIII месяце и 9% — на VII месяце.

Как было указано, разработка статистических карт родовспоможения давала возможность измерить раннюю смертность недоношенных лишь на протяжении первой недели жизни. Для детального изучения ранней смертности недоношенных на протяжении всего первого месяца жизни были использованы данные врачебных свидетельств о смерти, получаемых и разрабатываемых в Управле-

нии народнохозяйственного учета. Полученные данные представлены в абсолютных числах в табл. 11.

На основании этих абсолютных чисел нами исчислены числа доживающих (l_x) и вероятности смерти для каждого возраста (q_x) (табл. 12).

Для большей наглядности и удобства сравнения в табл. 13 приводятся вероятности смерти для отдельных возрастных групп, умноженные на 1000.

Из приведенных таблиц видны резкие различия в величинах ранней детской смертности, имеющихся между смертностью доношенных и недоношенных детей. В 1938 г. процент переживших первый месяц составлял у доношенных 97,8, а у недоношенных — только 64,3. Смертность недоношенных в течение первых 24 часов после рождения была в 38 раз выше смертности доношенных, на первой неделе—выше в 27 раз, на второй неделе — в 14 раз, на третьей неделе — в 13 раз и на четвертой неделе — в 12 раз. Суммарно на первом месяце смертность недоношенных превышала смертность доношенных в 16 раз. Наибольшее превышение величин смертности недоношенных над величинами для доношенных наблюдается в первые сутки и первую неделю жизни и в дальнейшем степень превышения уменьшается. Наиболее опасным периодом жизни недоношенных является первая неделя жизни и особенно первые сутки. После первого месяца жизни различия в величинах смертности доношенных и недоношенных детей продолжают уменьшаться.

Таблица 11

Число детей при срочных и преждевременных родах, родившихся и умерших в возрасте 0—1 месяца в Лепинграде в 1938 г.

	Родившиеся в срок	Родившиеся преждевременно
Число родившихся	76 223	6 262
Число умерших в возрасте, дней		
менее 1	208	647
1	136	268
2	88	177
3	69	98
4	38	81
5	60	76
6	36	71
7	44	50
8	61	60
9	57	49
10	68	58
11	52	58
12	72	49
13	66	52
14—20	373	284
21—30	236	160
Всего до 1 месяца	1 664	2 238

Ввиду крайне высокой ранней смертности недоношенных детей смертность эта, несмотря на небольшой сравнительно удельный вес преждевременных родов в общем числе родоразрешений, оказывает существенное влияние на суммарную величину всей детской смертности на первом году жизни. Несложные вычисления по таблицам смертности и доживаемости (табл. 12 и 13) показывают, что в Ленинграде, например, в 1938 г. при проценте недоношенных детей, равном всего 7,6 родившихся, понижение смертности недоно-

Таблица 12

Таблица смертности родившихся в срок и родившихся преждевременно детей в возрасте 0—1 месяца (Ленинград, 1938 г.)

Возраст	Родившиеся в срок		Родившиеся преждевременно	
	число доживающих	вероятность смерти	число доживающих	вероятность смерти
x	l_x	q_x	l_x	q_x
Дней				
0	100 000	0,00273	100 000	0,10332
1	99 727	0,00178	89 668	0,04773
2	99 549	0,00117	85 388	0,03311
3	99 433	0,00091	82 561	0,01896
4	99 343	0,00050	80 996	0,01596
5	99 293	0,00080	79 703	0,01523
6	99 214	0,00047	78 489	0,01445
7	99 167	0,00058	77 355	0,01032
8	99 109	0,00061	76 557	0,01251
9	99 029	0,00076	75 599	0,01036
10	98 954	0,00090	74 816	0,01238
11	98 865	0,00069	73 890	0,01253
12	98 797	0,00096	72 964	0,01073
13	98 702	0,00087	72 181	0,01150
14—20	98 616	0,00496	71 351	0,06356
21—29	98 127	0,00316	66 816	0,03824
30	97 817		64 261	
Недель				
0	100 000	0,00833	100 000	0,22645
1	99 167	0,00556	77 355	0,07761
2	98 616	0,00496	71 351	0,06356
3	98 127	0,00316	66 816	0,03824
4	97 817		64 261	
Месяцев				
0	100 000	0,02183	100 000	0,35739
1	97 817		64 261	

Таблица 13

Вероятность смерти ($1000q_x$)

Возраст	Родившиеся в срок	Родившиеся преждевременно	Во сколько раз смертность преждевременно родившихся превышает смертность родившихся в срок
Менее 1 дня	2,73	103,32	37,9
На 1-й неделе	8,33	226,45	27,2
2-й	5,56	77,61	14,0
3-й	4,96	63,56	12,8
4-й	3,16	38,24	12,1
1-м месяце	21,83	357,39	16,37

шенных на первом месяце жизни только в 2 раза понизило бы общую детскую смертность в возрасте 0—1 года с 15 на 100 родившихся до 13,4, т. е. на 11%.

Материалы статистических карт родовспоможения дали возможность измерения ранней детской смертности на первой неделе для отдельных категорий доношенных и недоношенных детей, родившихся при одноплодных и при многоплодных родах. В табл. 14 сопоставлены соответствующие абсолютные числа за 6 лет (1933—1938).

Таблица 14

	Родившиеся в срок		Родившиеся преждевременно	
	при одноплодных родах	при многоплодных родах	при одноплодных родах	при многоплодных родах
Число родившихся	316 512	5 305	30 190	3 655
Число умерших в родильных домах в возрасте 0—1 недели	1 616	207	5 382	1 373
Число умерших в родильных домах в возрасте старше 1 недели до выписки матери из родильного дома	568	50	457	92

Как известно, количество преждевременных родов при многоплодных родах значительно больше, чем при одноплодных. Из табл. 14 видно, что из общего числа 346 702 родившихся при одноплодных родах родилось преждевременно 30 190, или 8.7%, а из 8960 родившихся при многоплодных родах преждевременно родилось 3655, или 40,8%.

Величины ранней смертности в ленинградских родильных домах для приведенных выше категорий родившихся даны в табл. 15. Кроме величин смертности на первой неделе, приводятся и величины для прожившим первую неделю, хотя, как было упомянуто выше, эти величины недостаточно точны.

Таблица 15

Ранняя детская смертность в родильных домах Ленинграда в 1933—1938 гг.

	На 1000 родившихся умерло в родильных домах в возрасте 0—1 недели	На 1000 родившихся и переживших одну неделю умерло в родильных домах
Родившиеся в срок при одноплодных родах	5,2	1,8
Родившиеся в срок при многоплодных родах	39,0	9,8
Родившиеся преждевременно при одноплодных родах	178,3	18,4
Родившиеся преждевременно при многоплодных родах	375,6	40,3

Из этой таблицы видны резкие различия в ранней смертности доношенных и недоношенных детей, смертность которых во много раз превышает смертность доношенных. Из этой же таблицы видно,

что ранняя смертность новорожденных при многоплодных родах значительно выше смертности при одноплодных родах. При срочных многоплодных родах ранняя детская смертность в 7,5 раза выше, чем при срочных же одноплодных родах, при преждевременных родах различие меньше и смертность новорожденных при многоплодных родах выше смертности при одноплодных родах только в два раза. Вообще же ранняя детская смертность при преждевременных многоплодных родах исключительно высока: свыше 1/3 всех родившихся при преждевременных многоплодных родах погибало в течение первой недели после рождения.

Громадное влияние на раннюю смертность в возрасте менее одной недели имеет вес при рождении. Влияние это выражено для всех категорий родившихся, но особенно для родившихся преждевременно. Влияние веса при рождении на раннюю смертность преждевременно родившихся отражает в основном влияние на смертность срока преждевременного прекращения беременности. Разработанные в этом направлении статистические карты родильных домов за 1935 г. показывают такую связь между возрастом внеутробной жизни и смертностью новорожденных на первой неделе их жизни после рождения.

Срок беременности при одноплодных преждевременных родах, приходящихся на лунный месяц	Умерло на 1000 родившихся
VII	921,8
VIII	413,3
IX	103,7
В начале X	37,1

Однако влияние веса при рождении на высоту ранней смертности новорожденных, хотя и в меньшей степени, чем при преждевременных родах, сказывается и при срочных родах, что до известной степени свидетельствует о большей жизнестойкости новорожденных, имеющих большой вес в первые дни после рождения, поскольку ранняя смертность может рассматриваться как показатель жизнестойкости. Ранняя смертность преждевременно родившихся превышает смертность родившихся в срок в 3 раза и более.

Исчисленная суммарно, без распределения по весу, ранняя смертность родившихся при многоплодных родах значительно превышает смертность одноплодных — при преждевременных родах в 2 раза и при срочных в 7,5 раза. При сравнении величин смертности по отдельным группам веса различия величин выражены нерезко, и резкие различия суммарных величин в общем обусловливаются главным образом значительным преобладанием среди родившихся при многоплодных родах детей малого веса сравнительно с родившимися при родах одноплодных. Так, среди преждевременно родившихся процент новорожденных весом менее 1500 г составлял при одноплодных родах 11,4, а при многоплодных родах — 36,2; среди родившихся в срок процент новорожденных весом менее 3000 г был при одноплодных родах 18,7 и при многоплодных — 81,2.

Причины смерти новорожденных, особенно недоношенных, мало изучены. Наиболее частой причиной смертности здесь обычно указывается «врожденная слабость». Этот диагноз является неудовлетворительным и свидетельствует о недостаточном внимании к недоношенным детям и недостаточном знакомстве с клиникой заболеваний у них. В советской номенклатуре и классификации болезней и причин смерти 1939 г. «врожденная слабость» была выделена как нозологическая единица (порядковый № 215), причем указывалось, что «к врожденной слабости следует относить случаи болезненного состояния новорожденного, характеризующиеся недостаточной подвижностью и реактивностью, плохо выраженным сосательным рефлексом, плохой регуляцией температуры тела и т. д. Состояние это диагностируется как врожденная слабость и относится в рубрику 215 в том случае, когда нельзя определить непосредственную причину болезни (смерти)». На составленных ленинградскими родильными учреждениями статистических картах родовспоможения в большинстве случаев причиной смерти преждевременно родившихся детей указывалась «врожденная слабость» или «недоношенность» без каких-либо пояснений и добавлений. За 1936—1938 гг. в 75% всех случаев смерти недоношенных в родильных домах причиной смерти указаны врожденная слабость и недоношенность, а в 10% причина смерти вообще не указана. Эти данные, таким образом, малопригодны для какого-либо анализа. Данные врачебных свидетельств о причинах смерти новорожденных несколько подробнее и лучше, хотя и здесь в качестве причин смерти недоношенных на первой неделе жизни в 50% указывается врожденная слабость.

В табл. 16 сопоставлены процентные соотношения главнейших причин смерти по отдельным категориям новорожденных. Для более обоснованного сравнения проценты к итогу вычислены для отдельных причин, не считая умерших от врожденной слабости и недоношенности. Проценты умерших от этих причин приведены в скобках.

Если не считать «врожденной слабости», то главными причинами смерти на первой неделе жизни как доношенных, так и недоношенных детей, являлись мозговые кровоизлияния, пневмонии и болезни новорожденных, в частности ателектаз. В возрасте 7—30 дней первое место занимали пневмонии, составлявшие у доношенных детей почти половину всех причин смерти в этом возрасте, а у недоношенных — даже 2/3 (66%). Второе место в этом возрасте, занимал омфалит и пупочный сепсис. Эти данные с полной определенностью говорят против довольно распространенного мнения о незначительной роли постнатальных экзогенных факторов в уровне ранней детской смертности.

Приведенные экстенсивные процентные соотношения отдельных причин смерти у доношенных и недоношенных детей не характеризуют, понятно, сравнительную величину смертности тех и других детей от отдельных причин. Величины эти, определяемые относительными числами интенсивности, показаны в табл. 17.

Таблица 16

Процентное распределение умерших на первом месяце жизни в Ленинграде в 1938 г. по главным причинам смерти

Причины смерти	Родившиеся в срок			Родившиеся преждевременно		
	0–6 дней	7–30 дней	всего до 1 месяца	0–6 дней	7–30 дней	всего до 1 месяца
Осложнения родов	27,9	4,2	13,6	30,8	5,5	20,5
в том числе:						
мозговые кровоизлияния	24,2	3,4	11,7	30,3	20,2	
врожденные пороки развития	11,0	3,7	6,6	3,9	2,1	3,2
Болезни новорожденных	27,1	18,0	21,6	30,6	12,4	23,2
в том числе:						
ателектаз	16,7	0,4	6,9	20,6	1,9	13,0
омфалит и пупочный сепсис	0,7	13,3	8,3	—	7,2	2,9
Острые желудочно-кишечные заболевания	0,8	12,4	7,8	0,7	4,2	2,1
Пневмонии	25,8	47,8	39,0	27,8	66,0	43,3
Врожденная слабость и недоношенность	(5,8)	(11,7)	(9,4)	(51,4)	(42,2)	(48,0)
Прочие и неизвестные причины	7,4	13,9	11,4	6,2	9,8	7,7
Итого	100	100	100	100	100	100

Таблица 17

Причины смерти	На 1000 родившихся умерло в возрасте 0–6 дней		На 1000 родившихся и доживших до 7 дней умерло в возрасте 7–30 дней	
	доношенные	недоношенные	доношенные	недоношенные
Мозговые кровоизлияния	1,9	33,4	0,4	5,4
Пневмонии	2,0	30,5	5,7	64,6
Пупочный сепсис	0,01	—	1,6	7,0

Смертность от всех приведенных заболеваний у преждевременно родившихся детей во много раз выше, чем у родившихся в срок, в частности на первой неделе жизни смертность недоношенных от пневмонии выше смертности доношенных в 15 раз, а смертность от мозговых кровоизлияний — выше в 17 с лишним раз.

Из всего изложенного явствует, что главной мерой борьбы против ранней детской смертности является профилактика преждевременных родов, с одной стороны, и организация умелого и тщательного ухода за преждевременно родившимися — с другой. Для преждевременно родившихся детей требуются особая обстановка

и особый уход с самого момента рождения, в особенности требуется избегать охлаждения, им нужна постоянная температура 29° при относительной влажности 65%. При условиях правильного ухода смертность недоношенных может быть снижена во много раз.

Резюмируем изложенное.

1. Термином «ранняя детская смертность» следует обозначать смертность на протяжении первого месяца жизни. Этот возрастной период по высоте смертности, своей патологии и основным причинам смерти существенно отличается от возрастного периода первого года жизни старше одного месяца.

2. В связи с высокой смертностью на первом месяце жизни значение ранней детской смертности для высоты детской смертности на протяжении всего первого года жизни очень высоко: свыше 1/3 всех умирающих на первом году жизни в Ленинграде приходилось на первый месяц жизни.

3. Понижение ранней детской смертности почти везде выражено в гораздо меньшей степени, чем понижение в более старшем возрасте 1—11 месяцев; в Ленинграде при понижении за последние годы детской смертности в возрасте 1—11 месяцев на 44% по сравнению с дореволюционными годами ранняя детская смертность на первом месяце жизни снизилась только на 21%.

4. Высота смертности на первом месяце жизни связана главным образом с частотой преждевременных родов и крайне высокой смертностью, свойственной недоношенным детям именно на первом месяце и особенно в течение первых дней жизни. В Ленинграде в числе умирающих в первые сутки после рождения недоношенные дети составляли свыше 80%.

5. Смертность недоношенных детей на первом месяце жизни выше смертности доношенных в 16 раз, на первой неделе жизни — в 27 раз и в первые сутки жизни — выше в 38 раз.

6. Ввиду крайне высокой ранней смертности недоношенных детей смертность эта, несмотря на сравнительно небольшой удельный вес преждевременных родов в общем числе родоразрешений (в Ленинграде в 30-е годы около 8%), оказывает существенное влияние на суммарную величину всей детской смертности на первом году жизни. При понижении смертности недоношенных детей в Ленинграде на первом месяце жизни только в 2 раза, что вполне достижимо, детская смертность на всем первом году жизни понизилась бы на 11%.

7. Высота ранней детской смертности в значительной степени зависит от веса при рождении и притом не только у преждевременно родившихся, но и у родившихся в срок детей; смертность, например, в течение первой недели жизни родившихся в срок одноплодных детей весом от 3000 до 3500 г превышает смертность детей весом более 4500 г на 40%.

8. Ранняя смертность преждевременно родившихся в несколько раз выше смертности родившихся в срок детей при всяком одинаковом весе тех и других. Поэтому разграничение доношенных и

недоношенных детей только по весу в 2500 г является неправильным и вводящим в заблуждение.

9. Не считая «врожденной слабости», главными ближайшими причинами ранней смертности и доношенных, и недоношенных детей являются мозговые кровоизлияния и пневмония. Значительную роль в высоте смертности старше одной недели играет также пупочный сепсис. Эти данные говорят против распространенного мнения о незначительной роли экзогенных факторов в уровне ранней смертности.

10. Смертность от пневмонии недоношенных детей на первой неделе жизни превышает смертность доношенных в 15 раз, а смертность от мозговых кровоизлияний — более чем в 17 раз.

11. Главными мерами борьбы против ранней детской смертности являются профилактика преждевременных родов и организация умелого и тщательного ухода за недоношенными детьми с самого момента рождения, особенно избежание их охлаждения [1].

РАННЯЯ ДЕТСКАЯ СМЕРТНОСТЬ В ЗАВИСИМОСТИ ОТ ВЕСА ПРИ РОЖДЕНИИ [2]

Вопрос о влиянии веса при рождении на смертность новорожденных затрагивается во многих работах. Во всех этих работах, однако, речь идет исключительно о недоношенных и маловесных детях (с весом при рождении менее 2500 г).

Работ о влиянии величины веса при рождении на смертность доношенных детей совсем не имеется. Не имеется также работ о смертности в зависимости от веса при рождении детей, родившихся [illegible] многоплодных родах, и срочных, и преждевременных.

---

[1] Проблема ранней детской смертности остается и по сей день одной из более актуальных демографических и социально-гигиенических проблем современности, в том числе и в нашей стране.

В настоящее время вследствие процесса акселерации изменились антропометрические параметры новорожденных, в связи с чем еще бо́льшую актуальность приобретает уровень ранней детской смертности, которая в последнее десятилетие, например, участвует в формировании более высоких показателей общей детской смертности (в возрасте до 1 года).

Публикуемая статья С. А. Новосельского являет собой образец углубленного санитарно-демографического анализа причин и факторов ранней детской смертности. Примененные автором аналитические подходы и методы, интерпретация статистических данных, содержащихся в работе, группировки и другие могут быть использованы при изучении современных закономерностей диагностики ранней детской и общей детской смертности как в целом по стране, так и специально, например, для городского и сельского населения. — *Прим. ред.*

[2] Впервые опубликовано в Сборнике трудов кафедры организации здравоохранения Ленинградского педиатрического института «Вопросы охраны материнства и детства» (Л., 1946). Печатается с сокращениями.

Данная статья посвящена исследованию связей и зависимостей между весом новорожденных и ранней детской смертностью. Это одна из немногих фундаментальных работ на столь важную тему санитарно-демографического исследования. Автор анализирует данные о более чем 350 тыс. родившихся в Ленинграде в 1933—1938 гг. и формулирует выявленные им статистические закономерности о связи ранней детской смертности с величиной веса тела при рождении. — *Прим. ред.*

Все указанные выше работы о смертности недоношенных и маловесных (менее 2500 г) новорожденных в зависимости от их веса при рождении относятся обычно к данным отдельных родильных учреждений и клиник и основаны на небольших числах наблюдений, всего в несколько сотен, а иногда и несколько десятков случаев. В работах относительно смертности маловесных детей не проводится также различие между маловесными детьми, родившимися в срок и родившимися преждевременно, что, однако, весьма существенно, так как при одинаковом весе жизнеспособность родившихся в срок и родившихся преждевременно новорожденных, определяемая высотой ранней смертности, резко различается.

Материалами для приводимых ниже построений служили разработанные под нашим руководством статистические карты родовспоможения, полученные от некоторых родильных учреждений Ленинграда за 1933—1938 гг. На этих картах в числе других вопросов поставлены вопросы о срочности или преждевременности данных родов и на каком месяце беременности они произошли, о весе новорожденного, о числе родившихся (при многоплодных родах). В случае смерти новорожденного требовалось указать его возраст.

Под ранней детской смертностью обычно понимается смертность на первой неделе жизни. Наши построения также относятся к смертности на первой неделе. Хотя некоторая часть рожениц и детей задерживается в родильных домах и больницах на более продолжительное время и некоторая часть новорожденных умирает в родильных учреждениях в возрасте старше одной недели, но после одной недели в родильных домах происходит быстрая выписка родильниц и детей. Число задерживающихся на сроки более одной недели относится главным образом к больным матерям и детям, оно невелико, и измерение смертности новорожденных в возрасте старше одной недели по материалам родильных учреждений является неточным и нерепрезентативным.

Всего в разработку включены данные о 354 449 живорожденных, в том числе 315 471 родившихся в срок при одноплодных родах, 30 091 родившихся преждевременно при одноплодных родах, 5251 родившихся в срок близнецов и 3636 близнецов, родившихся преждевременно. Как это обычно наблюдается, процент преждевременно родившихся был среди близнецов значительно выше, чем среди одноплодных, составив 40,9 против 8,7.

Разграничение новорожденных на родившихся в срок и родившихся преждевременно производилось исключительно на основании отметок на статистических картах о срочности и преждевременности родов.

По собранным нами материалам за 1933—1938 гг. из 25 472 одноплодных новорожденных, весивших менее 2500 г, 4197, или 16%, были доношены, т. е. родились в срок. С другой стороны, из 30 091 одноплодных недоношенных, т. е. родившихся преждевременно, 8816, или 29%, весили при рождении боле 2500 г, причем

623 из этих 8816 весили более 3000 г (3100—3200 г). Что касается близнецов, то из 5251 родившегося в срок 2365, или 45%, были весом менее 2500 г, причем 531 из этих 2365 весили меньше 2000 г.

Далеко не все новорожденные весом менее 2500 г являются незрелыми. Группа эта не является однородной, но представляет совокупность новорожденных, резко различающихся по своей зрелости и жизнеспособности. В США, Англии и Франции группу эту обозначают термином «маловесная». Совокупность эта включает, с одной стороны, действительно недоношенных, т. е. родившихся при преждевременных родах, и одноплодных, и многоплодных, затем доношенных, но незрелых, дебильных детей, отставших в своем развитии и питании вследствие болезни и конституционных аномалий матери, неправильного режима матери во время беременности и т. п. С другой стороны, в эту же совокупность входят доношенные и вполне здоровые близнецы и, наконец, вполне доношенные здоровые, не дебильные, но просто маловесные одноплодные новорожденные. Жизнеспособность отдельных групп маловесных новорожденных (весом менее 2500 г), измеряемая высотой ранней смертности, резко различается в зависимости от срочности или преждевременности родов.

Влияние веса при рождении на высоту ранней смертности новорожденных сказывается, однако, не только при преждевременных, но и при срочных родах, хотя и в меньшей степени, как это видно из приводимой ниже табл. 1.

Влияние веса при рождении на высоту ранней смертности доношенных детей выражено достаточно определенно, хотя и в гораздо меньшей степени, чем для недоношенных. Смертность доношенных новорожденных весом более 4500 г, например, ниже смертности новорожденных, весящих от 3500 до 4000 г, на 12% и ниже смертности новорожденных весом от 3000 до 3500 г на 29%. Вес новорожденных при срочных родах зависит от условий режима, питания, быта матери во время беременности, здоровья и конституции матери и отца и является, как показывают приведенные данные, хорошим мерилом жизнестойкости новорожденных, не только родившихся преждевременно, но и родившихся в срок. Новорожденные более легкого веса, хотя и вполне доношенные, являются менее жизнестойкими и нуждаются в более тщательном уходе, попечении и внимании, чем новорожденные более тяжелые (избежание охлаждения, инфекции и т. п.).

Из сравнения ранней смертности недоношенных и доношенных новорожденных в зависимости от их веса при рождении видно, что ранняя смертность преждевременно родившихся значительно выше смертности родившихся в срок при всяком одинаковом весе тех и других. Для наглядности в табл. 2 сопоставлены соответствующие величины смертности.

Во всех весовых группах ранняя смертность преждевременно родившихся в 3 раза и более превышает смертность новорожден-

Таблица 1

Ранняя смертность родившихся в срок одноплодных детей в некоторых Ленинградских родильных учреждениях в 1933—1938 гг.

Вес при рождении, г	Число родившихся	Число умерших в течение первой недели жизни	Из 1000 родившихся умерло в течение первой недели
2000—2499	4 197	119	28,3
2500—2999	54 780	473	8,6
3000—3499	138 232	576	4,2
3500—3999	89 608	308	3,4
4000—4499	25 348	83	3,3
4500 и выше	3 306	10	3,0
Итого	315 471	1 569	5,0

Таблица 2

Ранняя смертность доношенных и недоношенных одноплодных новорожденных в некоторых ленинградских родильных учреждениях в 1933—1938 гг.

Вес при рождении, г	Из 1000 родившихся умерло на первой неделе	
	родившихся в срок	родившихся преждевременно
2000—2499	28,3	73,9
2500—2999	8,6	29,4
3000—3499	4,2	12,8

ных при срочных родах, что лишний раз указывает на невозможность определения срочности при преждевременности родов на основании одного веса новорожденного и на неправильность весовой границы в 2500 г для разграничения недоношенных и незрелых новорожденных от доношенных и зрелых.

Все приведенные выше построения относятся к родившимся при одноплодных родах. Зависимость высоты ранней смертности родившихся при многоплодных родах от веса при рождении в общем аналогична зависимости при одноплодных родах (табл. 3).

Таблица 3

Ранняя смертность родившихся в срок близнецов в некоторых ленинградских родильных учреждениях в 1933—1938 гг.

Вес при рождении, г	Число родившихся	Число умерших в течение первой недели	Число умерших из 1000 родившихся
1000—1499	84	42	500,0
1500—1999	447	75	167,8
2000—2499	1 834	57	31,1
2500—2999	1 901	24	12,6
3000—3499	985	8	8,1
Итого	5 251	205	39,2

Таблица 4

Ранняя смертность преждевременно родившихся близнецов в некоторых ленинградских родильных учреждениях в 1933—1938 гг.

Вес при рождении, г	Число родившихся	Число умерших в течение первой недели	Число умерших из 1000 родившихся
Менее 1000	329	298	905,8
1000—1499	989	679	686,6
1500—1999	1 180	313	265,2
2000—2499	976	72	73,8
2500—2999	162	7	43,2
Итого	3 636	1 369	376,5

Средний вес близнецов, как известно, значительно ниже веса одноплодных новорожденных. Из приведенных выше таблиц видно, что среди преждевременно родившихся процент новорожденных весом менее 1500 г составлял при многоплодных родах 36,2, а при одноплодных — 11,4; среди родившихся в срок процент новорожденных весом менее 3000 г был при многоплодных родах 81,2, а при одноплодных родах — 18,7.

Ранняя смертность преждевременно родившихся близнецов, как и у одноплодных, выше смертности родившихся в срок близнецов во всех весовых группах (табл. 5). Для наглядности ниже сопоставлены соответствующие величины смертности из табл. 6 и 7.

Таблица 5

Ранняя смертность близнецов в некоторых ленинградских родильных учреждениях в 1933—1938 гг.

Вес при рождении, г	Из 1000 родившихся умерло на первой неделе	
	родившихся в срок	родившихся преждевременно
1000—1499	500,0	686,6
1500—1999	167,8	265,2
2000—2499	31,1	73,8
2500—2999	12,6	43,2

По сравнению со смертью одноплодных ранняя смертность родившихся в срок близнецов выше во всех весовых группах, смертность же преждевременно родившихся близнецов по сравнению с недоношенными одноплодными существенных различий не представляет, а в группе с весом 1500—1999 г ранняя смертность недоношенных одноплодных была немного выше смертности близнецов, как это видно из приводимых сопоставлений.

Таблица 6

Ранняя смертность родившихся в срок близнецов и одноплодных в некоторых ленинградских родильных учреждениях в 1933—1938 гг.

Вес при рождении, г	Из 1000 родившихся умерло на первой неделе	
	одноплодных	близнецов
2000—2499	28,3	31,1
2500—2999	8,6	12,6
3000—3499	4,2	8,1

Таблица 7

Ранняя смертность преждевременно родившихся близнецов и одноплодных в некоторых ленинградских родильных учреждениях в 1933—1938 гг.

Вес при рождении, г	Из 1000 родившихся умерло на первой неделе	
	одноплодных	близнецов
Менее 1000	914,2	905,8
1000—1499	685,3	686,6
1500—1999	319,7	265,2
2000—2499	73,9	73,8
2500—2999	29,4	43,2

Резюмируем изложенное.

1. Высота ранней смертности новорожденных (на первой неделе жизни) является хорошим сравнительным мерилом жизнестойкости той или иной группы новорожденных (доношенных, недоношенных, одноплодных, многоплодных).

2. На высоту ранней детской смертности существенное влияние оказывает вес при рождении, причем влияние это особенно резко выражено у преждевременно родившихся.

3. Влияние величины веса при рождении на высоту ранней детской смертности при преждевременных родах отражает в основном влияние на смертность срока преждевременного прекращения беременности.

4. Влияние величины веса при рождении на высоту ранней смертности сказывается и при срочных родах, но в меньшей степени, чем при родах преждевременных.

5. Новорожденные более легкого веса, хотя вполне доношенные, являются менее жизнестойкими и нуждаются в более тщательном уходе, чем новорожденные с большим весом (избежание охлаждения, инфекции и т. п.).

6. Ранняя смертность преждевременно родившихся одноплодных в 3 раза и более превышает смертность родившихся в срок при всяком одинаковом весе при рождении тех и других. Поэтому пользующаяся значительным распространением весовая граница в 2500 г для разграничения недоношенных и незрелых новорожденных от доношенных и зрелых является необоснованной и неправильной.

7. Зависимость высоты ранней смертности родившихся при многоплодных родах от веса при рождении в общем аналогична зависимости при одноплодных родах.

8. Ранняя смертность близнецов при срочных родах выше смертности одноплодных при всяком одинаковом начальном весе тех и других; при преждевременных родах ранняя смертность близнецов не представляет существенных различий по сравнению со смертностью одноплодных.

СДВИГИ В ВЫЖИВАЕМОСТИ И ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ЖИЗНИ ЛЕНИНГРАДСКОГО ДЕТСКОГО НАСЕЛЕНИЯ В ВОЗРАСТЕ ДО 16 ЛЕТ[1]

Наиболее совершенным способом изучения повозрастных изменений выживаемости и смертности населения является построение так называемых таблиц доживаемости и смертности, представляющих числовую характеристику, каким образом совокупность родившихся с возрастом уменьшается в своей численности в зависимости от величин смертности в отдельных возрастах. Помимо чисел доживающих до отдельных возрастов таблица смертности включает ряд других важных биометрических элементов: вероятности для лиц каждого возраста дожить или не дожить до следующего года жизни, величины средней продолжительности предстоящей жизни для лиц каждого возраста и т. д.

Знаменитый английский статистик Фарр называет таблицы смертности биометром и уподобляет их значение для вопросов, связанных с человеческой жизнью и смертью, значению термометра, барометра и подобных инструментов в области метеорологических и физических наблюдений и исследований.

Таблица выживаемости и смертности состоит из нескольких рядов величин, находящихся в определенных соотношениях и зависимостях.

Первый основной ряд таблицы, обозначаемый обычно через l_x, где значок x указывает возраст, содержит числа доживших до возраста x лет, т. е. переживающих свой x-й день рождения. Если из числа ряда l_x составить последовательные разности $l_x - l_{x+1}$,

[1] Впервые опубликовано в Сборнике трудов кафедры организации здравоохранения Ленинградского педиатрического института «Вопросы охраны материнства и детства» (Л., 1946). — *Прим. ред.*

то разности эти, обозначаемые через d_x, показывают числа умерших из числа доживших до возраста x ранее достижения ими возраста $x+1$, т. е. числа умерших между возрастами x и $x+1$.

Так как l_x означает число доживших до полного возраста x лет, а $d_x=l_x-l_{x+1}$ означает число умерших при переходе от возраста x лет к возрасту $x+1$ лет, то $\frac{d_x}{l_x}$ или $\frac{l_x-l_{x+1}}{l_x}$ представляет вероятность для достигших возраста x лет умереть в течение следующего года жизни или, иными словами, не дожить до возраста $x+1$ лет. Вероятности эти обозначаются через q_x.

Сумма вероятностей двух противоположных событий равна единице. Лица, достигшие возраста x лет, могут или умереть, не дожив до возраста $x+1$ лет, или дожить до этого возраста, поэтому разность $1-q_x$ соответствует вероятности для лиц возраста x лет дожить до возраста $x+1$ лет. Вероятности эти обозначаются через p_x.

Так как из l_x лиц доживает до следующего возраста l_{x+1} лиц, то вероятность p_x, т. е. вероятность для лиц возраста x лет дожить до возраста $x+1$, равняется также $\frac{l_{x+1}}{l_x}$

Таким образом

$$p_x=\frac{l_{x+1}}{l_x}=1-q_x;$$

$$q_x=\frac{l_x-l_{x+1}}{l_x}=\frac{d_x}{l_x}=1-p_x;$$

$$p_x+q_x=\frac{l_{x+1}}{l_x}+\frac{l_x-l_{x+1}}{l_x}=1;$$

$$d_x=l_xq_x;\ \ l_x=l_{x-1}p_{x-1};\ \ l_{x+1}=l_xp_x.$$

Принимая за исходную совокупность родившихся, обозначаемую через l_0, какое-нибудь круглое число (1000, 10 000, 100 000) и умножив его на p_0, мы получаем число доживших до 1 года; умножив это число доживших на p_1, получаем число доживших до 2 лет и т. д.

Таблицы доживаемости и смертности в настоящее время строятся путем первоначального определения вероятностей q_x и p_x, т. е. повозрастных вероятностей дожить или не дожить до каждого следующего года жизни. Вероятности эти исчисляются через сопоставление чисел распределенных по возрасту умерших с аналогично распределенными числами населения. Исключение составляют детские возрасты до 5 лет, где вероятности определяются путем сопоставления чисел умерших с числами родившихся.

Распределение населения по возрасту точно известно в годы переписей населения, поэтому и таблицы смертности обычно исчисляются за годы, примыкающие к году производства переписи, причем данные об умерших обыкновенно берутся за два года. Построенная указанными приемами таблица доживаемости характеризует, таким образом, закономерности в повозрастной смерт-

ности и выживаемости, определяемые существующими в данной местности в данный период времени экономическими, бытовыми и санитарными условиями жизни населения.

Для Ленинграда имеется несколько таблиц смертности. Для целей настоящей работы, т. е. для характеристики сдвигов в выживаемости ленинградского детского населения 0—16 лет, происшедших за революционные годы сравнительно с дореволюционным временем, нами была построена совместно с Е. П. Соколовой новая ленинградская таблица смертности, основанная на данных последней переписи населения 17 января 1939 г. и данных об умерших в 1938 и 1939 гг.[1] Для сравнения с дореволюционным временем использована таблица смертности петербургского населения, построенная нами совместно с покойным проф. В. В. Паевским[2] и основанная на переписи населения Петербурга 15 декабря 1910 г. и данных об умерших в 1910 и 1911 гг. Как эта таблица, так и новая таблица 1938—1939 гг. представляют полные таблицы, доведенные до предельных возрастов человеческой жизни.

Соответственно теме настоящей работы ниже рассматриваются только данные, относящиеся к детским возрастам до 16 лет включительно.

Примененные нами при построении новой ленинградской таблицы смертности 1938—1939 гг. технические приемы вкратце сводятся к следующему.

Для ранних детских возрастов моложе 5 лет определение вероятностей q_x было основано как обычно на сопоставлении чисел умерших в этих возрастах не с числом населения этого возраста, а с числом родившихся. При этом был применен метод Вестергарда. Способ этот состоит в том, что умершие в данном промежутке возраста считаются принадлежащими к поколению, начало периода рождения которого отстоит от начала периода вымирания на среднюю арифметическую границу возрастного промежутка. Соответственно этому за поколение, к которому принадлежат умершие в возрасте 0—1 года в 1938—1939 гг., были приняты родившиеся с 1 июля 1937 по 1 июля 1939 г.; за поколение, к которому принадлежат умершие в возрасте от 1 до 2 лет, — родившихся с 1 июля 1936 по 1 июля 1938 г.; за поколение, к которому принадлежат умершие в возрасте от 2 до 3 лет, — родившиеся с 1 июля 1935 по 1 июля 1937 г. и т. д. Затем при вычитании из числа родившихся с 1 июля 1936 по 1 июля 1938 г. умерших в возрасте 0—1 года в 1937—1938 гг., из числа родившихся с 1 июля 1935 по 1 июля 1937 г. умерших в возрасте 0—1 года в 1936—1937 гг. и умерших в возрасте от 1 до 2 лет в 1937—1938 гг. и сопоставлении чисел умерших в возрасте 0, 1, 2, 3, 4 лет в 1938—1939 гг. с полученными указанным путем числами родившихся и доживших получаются необходимые вероятности.

---

[1] Статья написана в 1946 г. — *Прим. ред.*

[2] См.: *Новосельский С. А.* и *Паевский В. В.* Таблицы смертности населения Ленинграда. Материалы по статистике Ленинграда. Изд. Ленинградского губстатотдела. Вып 6. Л., 1925, с. 134—178.

Для возрастов 5—16 лет вероятности получены путем сопоставления однолетних чисел умерших в 1938—1939 гг. с однолетними числами населения этого возраста по переписи 17 января 1939 г. В целях устранения некоторых обычно встречающихся возрастных неправильностей и большей плавности получаемых вероятностей абсолютные однолетние числа населения и умерших в возрастах 5—16 лет были предварительно подвергнуты выравниванию по приводимым ниже формулам и вероятности q_x получены из выравненных величин:

$$L_x^1 = \frac{L_{x-2} + 4L_{x-1} + 6L_x + 4L_{x+1} + L_{x+2}}{16};$$

$$D_x^1 = \frac{D_{x-2} + 4D_{x-1} + 6D_x + 4D_{x+1} + D_{x+2}}{16},$$

где L_x^1 и D_x^1 — выравненные числа населения и умерших; L_x и D_x — непосредственные невыравненные величины живущих и умерших в возрасте x.

По получении выравненных однолетних чисел населения по переписи 1939 г. и чисел умерших в 1938—1939 гг. в возрастах 5—16 лет выравненные числа умерших в 1938—1939 гг. были отнесены к удвоенным выравненным числам населения по переписи 1939 г. Этим путем были определены обычные повозрастные однолетние коэффициенты смертности (m_x) в возрастах 5—16 лет. Для получения необходимых повозрастных вероятностей смерти (q_x) была использована наиболее точная формула для перехода от коэффициентов к вероятностям:

$$q_x = 1 - e^{-m_x},$$

где e — основание натуральных логарифмов, равное 2,71828.

После определения вероятностей q_x для всех однолетних возрастов на протяжении 0—16 лет прочие табличные функции были получены по уже приведенным выше формулам, в частности:

$$p_x = 1 - q_x;\ l_{x+1} = l_x p_x;$$
$$l_x = l_{x-1} p_{x-1};\ d_x = l_x q_x.$$

Для характеристики сдвигов в выживаемости детского населения Ленинграда за революционные годы ниже сопоставлены числа доживающих до отдельных возрастов в пределах 0—16 лет по петербургским таблицам 1910—1911 гг. и ленинградским 1938—1939 гг.

Из приведенной сравнительной таблицы чисел доживающих видно, что выживаемость ленинградского детского населения весьма значительно повысилась сравнительно с дореволюционным временем. Тогда как в 1910—1911 гг. из 100 000 родившихся мужского пола до 16 лет доживали 56 603, в 1938—1939 гг. число до-

Таблица 1

Число доживающих l_x

До возраста, лет	Мужской пол		Женский пол	
	1910–1911 гг.	1938–1939 гг.	1910–1911 гг.	1938–1939 гг.
0	100 000	100 000	100 000	100 000
1	73 822	84 235	76 899	86 773
2	65 757	79 716	69 457	82 614
3	62 899	78 531	66 742	81 508
4	61 364	77 845	65 246	80 867
5	60 276	77 478	64 236	80 443
6	59 510	77 115	63 562	80 124
7	58 972	76 834	63 113	79 867
8	58 589	76 576	62 805	79 650
9	58 304	76 332	62 578	79 464
10	58 074	76 098	62 387	79 305
11	57 866	75 882	62 204	79 167
12	57 658	75 691	62 011	79 038
13	57 435	75 521	61 800	78 912
14	57 187	75 358	61 570	78 779
15	56 910	75 185	61 323	78 634
16	56 603	74 990	61 063	78 483

живающих составило 74 990, для родившихся женского пола соответствующие числа равняются 61 063 и 78 483. Выживаемость детей женского пола и в дореволюционные годы, и в послереволюционное время была как обычно выше выживаемости детей мужского пола. Число доживающих до 16 лет мальчиков повысилось на 32,5%, а число девочек — на 28,5%. По возрастным группам повышение выживаемости (%) составило:

Возраст, лет	Мужской пол	Женский пол
0—5	28,5	25,2
0—10	31,0	27,1
0—16	32,6	28,5

Величины выживаемости зависят от повозрастных величин смертности. В следующей таблице приведены по одногодичным возрастам до 16 лет повозрастные вероятности смерти (q_x) в 1910—1911 гг. и в 1938—1939 гг. Вероятности для удобства сравнения умножены на 1000.

Изменения в величинах детской смертности с возрастом представляют обычные закономерности и в 1910—1911 гг., и в 1938—1939 гг. Крайне высокая на первом году жизни смертность очень быстро с увеличением возраста понижается, доходя до минимума в возрасте 12—14 лет, после которого начинает повышаться. Различия в повозрастной детской смертности весьма велики, особенно это касается возраста 0—1 года: смертность в возрасте 0—1 года во много десятков раз выше, чем в возрасте 5—16 лет.

Таблица 2

Вероятности смерти в возрасте x, умноженные на 1000 ($1000q_x$)

Возраст, лет	Мужской пол		Женский пол	
	1910–1911 гг.	1938–1939 гг.	1910–1911 гг.	1938–1939 гг.
0	261,78	157,65	231,01	132,27
1	109,25	53,65	96,78	47,93
2	43,47	14,86	39,08	13,39
3	24,40	8,74	22,41	7,86
4	17,73	4,71	15,48	5,24
5	12,70	4,68	10,49	3,96
6	9,04	3,64	7,07	3,21
7	6,50	3,36	4,88	2,72
8	4,87	3,18	3,62	2,34
9	3,95	3,06	3,05	2,00
10	3,58	2,84	2,93	1,74
11	3,59	2,52	3,10	1,63
12	3,87	2,24	3,40	1,60
13	4,31	2,16	3,72	1,68
14	4,84	2,29	4,02	1,84
15	5,39	2,60	4,27	1,92
16	5,94	3,05	4,40	1,93

Смертность мальчиков в Ленинграде во всех однолетних возрастах до 16 лет выше смертности девочек. Более высокая в возрасте 4 лет в 1938—1939 гг. смертность девочек, чем смертность мальчиков, представляет, вероятно, случайное явление.

Понижение детской смертности 0—16 лет в 1938—1939 гг. сравнительно с 1910—1911 гг. выражено весьма резко во всех без исключения однолетних возрастах. Для большей наглядности величины повозрастной смертности приведенной таблицы в следующей таблице перечислены, причем величины 1910—1911 гг. приняты равными 100 (табл. 3).

В возрастах 1, 2, 3, 4, 5, 6 лет и в возрастах 13, 14, 15 лет смертность детей обоего пола понизилась в два и более раза; смертность детей женского пола понизилась, кроме того, и в возрастах 12 и 16 лет. В возрастах до 1 года, 7, 12 и 16 лет у мальчиков и в возрастах до 1 года, 7, 10 и 11 лет у девочек понижение составляет 40—49%. Наименьшее, но все же значительное понижение смертности мальчиков отмечается для возрастов 8, 9, 10 и 11 лет и девочек — для возрастов 8 и 9 лет. В этих возрастах понижение составляет 20—39%. В общем степень понижения смертности во всех возрастах от 9 до 16 лет больше выражена для женского пола, в возрасте же от 0 до 8 лет степень понижения или одинакова у обоих полов или больше выражена у детей мужского пола.

Как видно из приведенных выше данных, смертность в возрасте 0—1 года понизилась в меньшей степени, чем в возрасте 1—6 лет и некоторых более старших детских возрастах. Высота смерт-

Таблица 3

Возраст, лет	Мужской пол		Женский пол	
	1910–1911 гг.	1938–1939 гг.	1910–1911 гг.	1938–1939 гг.
0	100	60	100	57
1	100	49	100	50
2	100	34	100	34
3	100	36	100	35
4	100	27	100	34
5	100	37	100	38
6	100	40	100	45
7	100	52	100	56
8	100	65	100	65
9	100	77	100	66
10	100	79	100	59
11	100	70	100	53
12	100	58	100	47
13	100	50	100	45
14	100	47	100	46
15	100	48	100	45
16	100	51	100	44

ности на протяжении первого года жизни, как известно, существенно различается, причем смертность особенно высока на первом месяце жизни. Для более полной характеристики сдвигов смертности в возрасте 0—1 года ниже сопоставлены величины смертности в отдельные месяцы первого года жизни по имеющимся соответствующим ленинградским таблицам смертности для дореволюционных лет (1909—1914) и для 1938—1939 гг.[1]. Все эти таблицы построены по описанному выше способу Вестергарда.

Во всех возрастах старше 1 месяца смертность понизилась почти в два раза, а в возрасте 1 и 2 месяцев — более чем в два раза (на 57 и 52%). Лишь в возрасте менее 1 месяца понижение смертности выражено в меньшей степени и составляет только 27%. Между тем значение смертности на первом месяце жизни для высоты детской смертности на протяжении всего первого года жизни очень велико, так как ранняя детская смертность вообще очень высока, причем почти 40% всех умирающих на первом году жизни приходится на первый месяц жизни.

По всей патологии и частоте отдельных причин смерти первый месяц жизни существенно отличается от возраста 1—11 месяцев. В возрасте 1—11 месяцев главную роль в качестве причины смерти играли желудочно-кишечные расстройства, удельный вес кото-

[1] Таблицы смертности для первого года жизни за 1909—1914 гг. были построены в Статистическом кабинете б. Института ОММ научным сотрудником А. Н. Типольт под руководством покойного проф. В. В. Паевского. Таблицы за 1938—1939 гг. построены в Статистическом кабинете кафедры организации здравоохранения Ленинградского государственного педиатрического медицинского института научным сотрудником Е. А. Гончаровой при моем консультативном участии.

Таблица 4

Вероятности смерти (q_x), умноженные на 1000, в отдельные месяцы первого года жизни в Петербурге—Ленинграде для обоих полов

В возрасте	1909–1914 гг.	1938–1939 гг.	Процент понижения в 1938–1939 гг. сравнительно с 1909–1914 гг.
На 1-м месяце	60,85	44,36	27
1 месяца	23,86	10,25	57
2 месяцев	22,20	10,71	52
3 »	21,10	11,24	47
4 »	21,18	11,60	45
5 »	19,81	11,55	42
6 »	19,46	11,20	42
7 »	18,81	10,68	43
8 »	18,08	10,02	45
9 »	16,98	9,27	45
10 »	15,94	8,61	46
11 »	15,03	8,13	46

рых среди причин смерти умирающих в возрасте 1—11 месяцев в Ленинграде составлял 30—40%, тогда как на первом месяце жизни процент этот составлял лишь 3—5. Главными причинами смерти на первом месяце жизни являлись пневмонии, недоношенность, мозговые кровоизлияния и болезни новорожденных.

Вообще высота смертности на первом месяце жизни стоит главным образом в связи с частотой преждевременных родов и крайне высокой смертностью, свойственной недоношенным детям, именно на первом месяце и особенно в течение первых дней жизни. В Ленинграде в числе умирающих в первые сутки после рождения свыше 80% составляли недоношенные дети; на протяжении всего первого месяца жизни смертность недоношенных детей выше смертности доношенных в 16—17 раз, а в первые сутки жизни — выше в 35—40 раз.

Отмеченное выше меньшее понижение детской смертности в Ленинграде в возрасте 0—1 года, чем в более старших возрастах (1—7 лет), зависит главным образом от недостаточного понижения ранней детской смертности (на первом месяце жизни) и от недостаточного понижения смертности от пневмоний как на первом месяце жизни, так и на протяжении всего первого года жизни.

Ниже сопоставлены величины вероятностей смерти на первом году жизни от желудочно-кишечных заболеваний и от пневмоний в Петербурге—Ленинграде за дореволюционные годы (1909—1914) и за 1938—1939 гг.

Вероятности смерти от желудочно-кишечных заболеваний и от пневмоний на первом году жизни в Петербурге—Ленинграде ($1000q_x$)

	1909—1914 гг.	1938—1939 гг.
От желудочно-кишечных заболеваний	79,1	48,6
От пневмоний	54,1	45,4

Как видим, детская смертность на первом году жизни от желудочно-кишечных расстройств понизилась в Ленинграде за последние годы на 40%, а от пневмоний — на 16%.

В детских возрастах старше 1 года в числе причин смерти на первом месте стояли детские инфекции и туберкулез. Частота всех этих причин смерти в Ленинграде весьма значительно уменьшилась.

Далее сопоставлены простые общие коэффициенты смертности от главных детских инфекций в Петербурге в 1910—1911 гг. и в Ленинграде в 1938—1939 гг. Сравнение простых коэффициентов допустимо ввиду незначительного в общем изменения возрастного состава ленинградского населения за взятые периоды времени.

Число умерших в Петербурге—Ленинграде на 10 000 населения

	1910–1911 гг.	1938–1939 гг.
От кори	8,7	3,6
От коклюша	2,2	1,4
От скарлатины . . .	4,2	2,2
От дифтерии	3,2	1,3

Смертность от кори понизилась на 59%, от коклюша — на 36%, от скарлатины — на 48% и от дифтерии — на 59%. Суммарно от всех четырех заболеваний смертность уменьшилась с 18,3 на 10 000 населения в 1910—1911 гг. до 8,5 в 1938—1939 гг., т. е. на 54%.

Для характеристики сдвигов туберкулезной смертности в Ленинграде в детском возрасте ниже приведены повозрастные коэффициенты смертности от туберкулеза в дореволюционные годы и в 1938—1939 гг.

Таблица 5

Число умерших от туберкулеза (все формы) в Петербурге—Ленинграде на 10 000 населения данного пола и возраста

Возраст, лет	Мужской пол		Женский пол	
	1910–1911 гг.	1938–1939 гг.	1910–1911 гг.	1938–1939 гг.
0—4	65,0	32,6	53,0	28,9
5—9	10,7	5,9	9,3	4,9
10—14	11,1	4,1	9,9	6,0

Туберкулезная смертность во всех возрастах была в Ленинграде в 1938—1939 гг. значительно ниже, чем в дореволюционные годы. Понижение во всех возрастах у обоих полов составляет почти 50%, а в возрасте 10—14 лет туберкулезная смертность детей мужского пола уменьшилась на 63%. Исчисленная по табли-

цам выживаемости вероятность для новорожденных в Ленинграде умереть от туберкулеза на протяжении первых 15 лет жизни составляла:

Вероятность умереть от туберкулеза в Петербурге—Ленинграде в возрасте 0—15 лет ($1000q_x$)

	1910—1911 гг.	1938—1939 гг.
Мужской пол	27,0	13,2
Женский пол	23,1	12,8

Таким образом, вероятность умереть от туберкулеза в возрасте 0—15 лет понизилась для детей мужского пола более чем в 2 раза, а для детей женского пола — меньше чем в 2 раза.

Одним из важнейших биометрических элементов полной таблицы доживаемости и смертности являются величины средней продолжительности предстоящей жизни, определяемые для каждого однолетнего возраста. Величины эти представляют число лет, которое проживет в среднем при данных условиях смертности одно лицо из совокупности лиц одного возраста, считая со времени достижения ими этого возраста до предела жизни, т. е. до смерти последнего из взятой группы одновозрастных лиц. Математически средняя продолжительность предстоящей жизни лица в возрасте x лет представляет так называемое математическое ожидание для лица возраста x лет продолжительности предстоящей ему жизни.

В полных таблицах доживаемости обычно вычисляется для каждого возраста число лет, прожитых в возрасте x и выше (величины T_x). Величины средней продолжительности жизни получаются путем простого деления T_x на число доживающих до возраста $x(l_x)$ и зависят от высоты смертности и степени выживаемости во всех последующих возрастах до предела человеческой жизни, а продолжительность жизни новорожденного резюмирует существующие условия смертности с самого начала до конца жизни. Средняя продолжительность жизни при рождении, получаемая из полных таблиц смертности, недостаточно характеризует продолжительность жизни собственно в детском возрасте, так как величина ее зависит от высоты смертности и степени выживаемости во всех возрастах до предела человеческой жизни, а не только в детских возрастах. Все же нелишне отметить здесь, что средняя продолжительность предстоящей жизни новорожденных в Ленинграде увеличилась в 1938—1939 гг. по сравнению с 1910—1911 гг. для новорожденных мужского пола на 13,06 лет (с 30,99 до 44,05 лет) и для новорожденных женского пола — на 16,07 лет (с 38,20 до 54,27 лет).

Для лучшей характеристики сдвигов в продолжительности жизни в Ленинграде собственно в детских возрастах 0—16 лет ниже приводятся величины так называемой временной и временной

отсроченной средней продолжительности жизни в пределах 0—16 лет и в пределах 0—5, 5—10 и 10—16 лет. Временная средняя продолжительность жизни представляет среднее число лет жизни, приходящееся при существующих условиях смертности на одного новорожденного в течение следующего определенного промежутка времени, т. е. в нашем случае с 0 до 5 лет и с 0 до 16 лет.

Временная отсроченная средняя продолжительность жизни означает среднее число лет жизни, приходящееся на одного новорожденного в течение определенного промежутка времени после достижения того или другого возраста, т. е. в нашем случае в течение переживания периода с 5 до 10 лет и с 10 до 16 лет. Вычисления временной и временной отсроченной средней продолжительности жизни производятся по формуле

$$\frac{T_n - T_t}{l_0},$$

где T_n и T_t означают число лет жизни в возрастах n и t и выше.

В нашем случае временная средняя продолжительность жизни для новорожденного в пределах 0—5 и 0—16 лет равняется

$$\frac{T_0 - T_5}{l_0} \text{ и } \frac{T_0 - T_{16}}{l_0},$$

а временная отсроченная средняя продолжительность жизни в пределах 5—10 и 10—16 лет равняется

$$\frac{T_5 - T_{10}}{l_0} \text{ и } \frac{T_{10} - T_{16}}{l_0}.$$

Полученные значения сопоставлены в следующей таблице.

Таблица 6

Временная и временная отсроченная средняя продолжительность жизни в годах в детских возрастах в Петербурге—Ленинграде

В пределах возраста, лет	Мужской пол		Женский пол	
	1910–1911 гг.	1938–1939 гг.	1910–1911 гг.	1938–1939 гг.
0—5	3,40	4,06	3,57	4,19
5—10	2,95	3,84	3,15	3,99
10—16	3,44	4,53	3,71	4,74
0—16	9,79	12,43	10,43	12,92

Продолжительность жизни в большей степени увеличилась в возрасте 5—10 и 10—16 лет, чем в пределах 0—5 лет. Во всех возрастных группах увеличение продолжительности жизни более выражено для детей мужского пола, чем для детей женского пола.

Таблица 7

Увеличение продолжительности жизни в 1938—1939 гг. по сравнению с 1910—1911 гг. в указанных возрастных пределах, %

В пределах возраста, лет	Мужской пол	Женский пол
0—5	19,6	17,4
5—10	30,2	26,7
10—16	31,7	27,8
0—16	27,0	23,9

Резюмируем все изложенное.

1. В целях характеристики происшедших после революции сдвигов в выживаемости, продолжительности жизни и смертности ленинградского детского населения в возрасте 0—16 лет была построена новая полная ленинградская таблица выживаемости и смертности по данным переписи населения 17 января 1939 г. и данным об умерших за примыкающие к переписи годы (1938—1939). Величины этой таблицы сопоставлены с величинами имеющейся и опубликованной таблицы выживаемости и смертности, построенной по данным переписи петербургского населения 15 декабря 1910 г. и данным об умерших за 1910—1911 гг.

2. Сравнение обеих таблиц указывает на весьма значительные сдвиги в смертности и выживаемости ленинградского детского населения в благоприятную сторону во всех без исключения одногодичных возрастах в пределах 0—16 лет.

3. Выживаемость новорожденных до возраста 16 лет повысилась на 30%, причем для детей мужского пола — на 32,5% и для детей женского пола — на 28,5%.

4. Так называемая временная и временная отсроченная средняя продолжительность жизни детей в пределах 0—16 лет увеличилась на 25%. Наибольшее повышение отмечается в возрастных пределах 5—10 и 10—16 лет и наименьшее — в пределах 0—5 лет (на 18%). Это меньшее повышение продолжительности жизни в возрасте 0—5 лет зависит исключительно от меньшего понижения смертности и меньшего повышения выживаемости в возрасте 0—1 года, чем в более старших детских возрастах.

5. Наибольшее понижение смертности приходится на возрасты 1—7 и 13—16 лет, где смертность снизилась более чем в 2 раза. В возрасте 0—1 года смертность понизилась на 40%.

6. В отдельные месяцы первого года жизни смертность понизилась во всех возрастах, начиная с возраста 1 месяца, на 43—57%. Меньше всего понизилась ранняя детская смертность в возрасте менее 1 месяца, где понижение составляло 27%.

7. Из главных причин смерти на первом году жизни (желудочно-кишечные заболевания и пневмония) смертность от желудочно-кишечных заболеваний понизилась в значительно большей

степени (на 40%), чем смертность от пневмонии, где понижение составляло 16%.

8. Из главных причин смерти в возрасте 1—16 лет резко понизилась смертность от детских инфекций и туберкулеза.

9. Из главных детских инфекций смертность от кори и дифтерии понизилась более чем в 2 раза (на 59%), смертность от скарлатины упала на 48% и смертность от коклюша — на 36%.

10. Смертность детей мужского пола в возрасте 0—15 лет от туберкулеза понизилась более чем в 2 раза и смертность детей женского пола — немного меньше чем в 2 раза.

11. В целях дальнейшего понижения смертности и повышения выживаемости ленинградских детей 0—16 лет необходимо в первую очередь усиление мероприятий по борьбе с детской смертностью в возрасте 0—1 года и особенно усиление профилактических и лечебных мер против пневмонии и мер по борьбе с ранней детской смертностью на первом месяце жизни (профилактика преждевременных родов, организация правильного ухода за недоношенными, меры против болезней новорожденных и т. п.) [1].

---

[1] Эта работа С. А. Новосельского, как и две предыдущие, показывает богатый арсенал методик применительно к задачам санитарно-демографических исследований. Наряду с методологической стороной работа имеет и важное познавательное значение: приводимые цифры могут быть широко использованы советскими и зарубежными авторами в целях сопоставлений и анализа демографических процессов. — *Прим. ред.*

ДЕМОГРАФИЧЕСКИЕ ПОСЛЕДСТВИЯ ВОЙН

ЛЮДСКИЕ ПОТЕРИ В ВОЙНАХ [1]
(ОБ УЧЕТЕ ВОЕННЫХ ПОТЕРЬ ЛЮДЬМИ)

Победоносно завершившаяся Великая Отечественная война изучается и будет изучаться с самых разнообразных точек зрения. Проблемы человеческих ресурсов, в частности роль и значение медицинской службы в сохранении живой силы войск и пополнении их, займут немаловажное место в предстоящих исследованиях. Для выяснения количественных соотношений различных признаков, характеризующих размеры и объем человеческих потерь в современной войне, зависимости их от многих причин, лежащих в формах ведения войны: характера поражающих средств, технического оснащения армий, родов сражающихся войск, организации медицинской помощи, состояния медицинской науки и многого другого, потребуется ряд сопоставлений с данными прошлых войн.

Однако делать такие сопоставления пока очень трудно, так как данные о прошлых войнах, потерях сражавшихся войск разбросаны в различных исторических и историко-статистических материалах не всем и не всегда доступных.

Отсюда понятны необходимость систематизации и объединения таких статистических материалов о прошлых войнах и издание специального справочника.

Справочная книга является первой попыткой заполнить существующий в отечественной военно-медицинской литературе пробел и предоставить многочисленным работникам медико-санитарного дела систематизированные и объединенные статистические материалы о людских потерях за прошлые войны.

Состояние военно-медицинских статистических источников, равно как и объем и характер опубликованных данных по истории прошлых войн, таково, что осветить вопросы о людских потерях в прошлых войнах исчерпывающе полно невозможно. Вот почему приходится ограничиваться далеко не совершенными и не исчерпывающими сведениями, подчас дающими лишь общую ориентировку.

Для всесторонней оценки войсковых потерь и ущерба, наносимого войнами населению в чисто военном, а также в социально-

[1] Напечатано в книге «Потери в прошлых войнах (1756—1918). Справочная книга» (М., 1947), написанной совместно с проф. Л. С. Каминским Приводятся выдержки из авторского предисловия и введения к книге, а также из заключительной ее главы. — *Прим. ред.*

экономическом, демографическом и санитарном отношении, необходимо иметь следующие сведения о воюющих армиях: 1) общее число мобилизованных, число войск на театре войны, число войск, участвовавших в боях; 2) число убитых на поле сражения и умерших до поступления в лечебные учреждения; 3) число умерших от ран и контузий в лечебных учреждениях; 4) общее число раненых и количество раненых, вернувшихся в строй; 5) число раненых, уволенных по инвалидности; 6) число умерших от болезней; 7) число умерших от несчастных случаев, самоубийства и т. п.; 8) число пропавших без вести; 9) число взятых в плен (вместе с ранеными); 10) число умерших в плену — отдельно от ран и от болезней; 11) число заболевших, вернувшихся в строй; 12) число заболевших, уволенных по инвалидности.

Однако таких подробных и достоверных сведений нет даже о войнах нового времени (со второй половины XIX в.), не говоря уже о более ранних.

Война не благоприятствует ведению точного учета и статистики потерь. С чисто военной точки зрения считалось, что командующему более важно знать численность бойцов, которыми он располагает для тех или иных боевых действий, чем дифференцированные причины выбытия бойцов из строя. Вместе с тем по самому характеру военных действий сколько-нибудь точная дифференциация неосуществима. Невозможно учесть во время происходящих военных действий, сколько из так называемых «пропавших без вести» убито, попало в плен, дезертировало, сколько из числа попавших в плен было ранено, сколько пленных умерло от ран и болезней, а также сколько было убито в плену. Более или менее точно учесть все это обычно не удается и после окончания войны.

На точность данных о военных потерях в прошлых войнах в ряде случаев влияет также сознательная и намеренная фальсификация этих данных как со стороны победителя, так и со стороны побежденного.

Помимо указанных причин, неточность, неполнота и противоречия данных о военных потерях в отдельных войнах вызваны также плохой организацией учета этих потерь. В войнах отдаленного времени планомерно организованного учета потерь вообще не было. В войнах более нового времени учет и статистика потерь, несомненно, значительно улучшились, но все же стояли не на высоком уровне. Поэтому и цифровые данные о военных потерях в отдельных войнах более нового времени также лишь приближенно отражают действительность.

Опубликованные подробно разработанные официальные санитарно-статистические обзоры и отчеты охватывают очень небольшое число войн. Об отдельных войнах имеется довольно много работ частных исследователей, преимущественно военных историков и штабных офицеров. Эти исследования основываются на различных материалах (военных архивах, донесениях, сообщениях, со-

стоявших при воюющих армиях военных агентов нейтральных стран, военных корреспондентов и др.). В большинстве этих исследований подробно рассматриваются стратегическая и тактическая стороны отдельных сражений и войн. Материал же о потерях часто приводится лишь в суммарном виде, причем данные отдельных исследователей нередко крайне противоречивы, так как авторы путем различных приближенных оценок и косвенных исчислений пытаются пополнить имеющиеся в их распоряжении цифры.

Одним из элементов, оказывающих существенное влияние на результаты оценки войсковых потерь за предыдущие войны, является методика определения их относительного уровня. Различия в применявшейся методике вычисления относительных величин, мешая сопоставлению данных за отдельные войны, безусловно, влияют и на их точность.

Для достижения точности и сопоставимости выводов и обобщений, претендующих на научное значение, необходимо выработать и установить правильные и единообразные статистические приемы измерений событий (процессов), наиболее важных для характеристики медико-санитарных особенностей прошедших войн.

При статистическом изучении процессов, происходящих в условиях резких изменений численности рассматриваемых контингентов, необходим сугубо осторожный и тщательный подход к определению числовых значений, могущих отобразить действительную величину этих контингентов.

Численность армий, в которых изучаются изменения, связанные с убылью (раненые, убитые, пропавшие без вести, попавшие в плен, больные и т. д.) и пополнением (прибытие новых контингентов, возвращение в строй раненых и больных и т. д.), может быть определена различными способами. Составители отчетов за прошлые войны пользовались разнообразными приемами и исходили преимущественно из понятий списочного, наличного и штатного состава войсковых частей и соединений.

Наиболее рационально использование данных о численности наличного состава, определяемого в значительной части армий по ежедневному учету всех находящихся на довольствии. Численность состава, полагающегося по штату, в значительной мере характеризующая мобилизационные и оперативные планы комплектования войск, не может служить основанием для построения относительных чисел потерь.

Число мобилизованных как основа вычисления уровня потерь, не давая правильного и точного представления об их относительных размерах, имеет свой смысл и значение для демографических построений и расчетов: подобный коэффициент может давать лишь общую, грубую ориентировку в изучаемых процессах.

Понятие «действующая армия» в связи в разнородностью организационных принципов, принятых в системе ее построения, при использовании для статистических целей должно быть четко огра-

ничено. Применявшиеся в некоторых предшествовавших войнах методы построения числа полных человеко-лет пребывания на войне не могут быть использованы для учета потерь в современных войнах.

К числу наиболее рациональных критериев измерения вероятности потерь за войну следует отнести численность участвовавших в боях.

Указанные выше контингенты, составляющие среду, для которой вычисляются относительные размеры потерь, дают лишь самое общее представление о трактуемом вопросе.

Определять относительный уровень потерь можно для различных периодов военных действий (календарные сроки, отдельные боевые операции). Задачи исследования не ограничиваются выяснением общих размеров потерь. В ряде случаев требуется дифференциация данных по служебному положению, родам войск, принципу административно-оперативного разделения действующей армии и др.

В связи со сложностью боевой обстановки и непрерывно происходящими миграционными процессами (убыль и пополнение действующих войск) задача определения численности контингентов очень сложна. В большей части составители отчетов пользуются приближенными средними числами, дающими ориентировочную меру потерь, достаточную для сопоставлений и опорных выводов.

В ряде случаев приходится прибегать к более сложным расчетам, опирающимся как на фактический материал, так и на экспертные соображения. Более точные расчеты контингентов, в отношении которых исчисляются относительные размеры потерь, обычно производятся уже после окончания войн, когда можно обобщить и проанализировать все материалы.

Число военных потерь в отдельных войнах зависит главным образом от количества войск, характера вооружения армий, характера войны (позиционной и маневренной), продолжительности боев и особенно от длительности войны. Нельзя поэтому (хотя это нередко делается) безоговорочно сравнивать и сопоставлять абсолютные и относительные величины потерь в разных войнах с существенно различной продолжительностью, как, например франко-прусская война 1870—1871 гг. и первая мировая война 1914—1918 гг.

В общее число военных потерь, кроме боевых потерь, нередко включают также потери от болезней, несчастных случаев и т. п. Хотя во время войн смертность в войсках от болезней до сих пор обычно более или менее значительно превышала смертность мужского населения того же возраста в мирное время, все же для длительных войн включение в число военных потерь умерших от болезней без учета вероятной смертности соответствующих контингентов в мирных условиях за то же время не вполне правильно. В русско-японскую войну 1904—1905 гг., например, в русской армии за 2 года умерло от болезней и несчастных случаев 12 983 че-

ловека при среднем составе войск за кампанию 728 568 человек[1]. Возрастной состав русских войск был приблизительно в пределах 20—45 лет. Повозрастной коэффициент смертности мужского населения России в начале 900-х годов составлял чуть более 6 на 1000 мужского населения 20—45 лет. Таким образом, и в мирных условиях из 728 000 мужчин в возрасте 20—45 лет, вероятно, умерло бы за 2 года около 9000.

Точный учет войсковых потерь от болезней во время войн весьма важен и необходим, но суммировать боевые потери и потери войск от болезней нет оснований, тем более что соотношения чисел умерших от болезней, умерших от ран и убитых за время войн имеют существенное самостоятельное санитарно-тактическое значение.

Точно установленной классификации боевых потерь, используемой всеми исследователями, в настоящее время нет[2]. Наиболее общей можно считать следующую:

1. Боевые потери безвозвратные: убитые, попавшие в плен, пропавшие без вести, умершие от ран в лечебных учреждениях, умершие от ран в плену, умершие от боевых поражений, уволенные из армии вследствие ранений и боевых поражений.

2. Боевые потери временные: раненые, контуженные, обожженные, отравленные газом, обмороженные, уволенные в отпуск вследствие ранений и боевых поражений.

3. Небоевые потери безвозвратные: умершие от болезней, небоевой травмы, уволенные из армии по болезни (инвалиды).

4. Небоевые потери временные: больные, случаи небоевой травмы, уволенные в отпуск по болезни.

ВЛИЯНИЕ ВОЙНЫ НА ЕСТЕСТВЕННОЕ ДВИЖЕНИЕ НАСЕЛЕНИЯ[3]

Исследование влияния войн на движение населения возможно лишь для войн новейшего времени, так как для большинства государств полные материалы по движению населения

---

[1] Война с Японией 1904—1905 гг. Санитарно-статистический отчет. Изд. Главного военно-санитарного управления. Пг., 1914. — *Прим. ред.*

[2] Предложенная Л. С. Каминским и С. А. Новосельским в 1947 г. классификация боевых потерь и в настоящее время отвечает задачам исследований демографических и санитарных последствий войн (для послевоенных разработок).

В ходе боевых действий принято военные потери подразделять:

а) по группе населения — на потери среди гражданского населения и среди военнослужащих;

б) по характеру потерь — на безвозвратные потери и санитарные потери. Последние подразделяются на боевые и небоевые; боевые в свою очередь делятся по виду оружия на раненых, пораженных ядерным, химическим, бактериологическим оружием, обожженных, пораженных с реактивным состоянием. — *Прим. ред.*

[3] Работа опубликована в кн.: Труды Комиссии по обследованию санитарных последствий войны 1914—1920 гг. Под ред. М. М. Грана, П. И. Куркина и П. А. Кувшинникова. М. — Пг., 1923, с. 47—120. Печатается с сокращениями.

имеются только с середины XIX в. Не говоря уже о средних веках, даже для нового времени не имеется почти никаких данных в этом отношении. Для периода крупнейших войн начала XIX в., наполеоновских войн некоторые материалы хотя и имеются, но являются ненадежными и сомнительными.

Мировая война 1914—1918 гг.

Имеющиеся в нашем распоряжении материалы по естественному движению населения в воевавших странах за время последней войны неполны и отрывочны, что в первую очередь обусловливается крайними трудностями, доходившими во многих случаях до полной невозможности получить в России заграничные статистические издания, в частности официальные статистические первоисточники.

Тем не менее и имеющиеся скудные данные дают кое-какой материал для уяснения общего направления происшедших и происходящих перемен и несколько обрисовывают размеры пережитой «демографической катастрофы», как называет эти перемены А. А. Чупров[1].

Прежде чем приступить к обзору собранного материала, следует остановиться на числе мобилизованных в отдельных странах за время войны, ибо изменения отдельных элементов движения населения, особенно брачности и рождаемости, находятся прежде всего в зависимости от размеров произведенных мобилизаций. В табл. 1 сопоставлены некоторые числа и приведены процентные отношения общего числа мобилизованных за все время войны ко всему населению данного государства к началу войны. Эти данные дают, понятно, лишь самое общее, приблизительное представление о различиях отдельных стран в этом отношении, так как мобилизации проводились неоднократно, причем в них вовлекались в большей или меньшей степени поколения, подраставшие за годы войны и достигавшие того или иного призывного возраста.

Не имеется в нашем распоряжении данных о числе мобилизованных в Болгарии, Турции и Японии.

По абсолютному числу мобилизованных за время мировой войны из крупных государств на первом месте стоит Россия. Относительно числа мобилизованных в России следует указать, что

Материалы о влиянии войн на естественное движение населения остаются в поле зрения советских демографов, санитарных статистиков и экономистов. Хорошо известны советскому читателю труды проф. Б. Ц. Урланиса, посвященные всестороннему и детальному изучению влияния войн на народонаселение большинства стран Европы в довоенный период (до 1941 г.), а также его исследования, опубликованные по этой же проблеме после второй мировой войны. Совсем недавно вышла в свет монография проф. А. С. Георгиевского и О. К. Гаврилова, посвященная социально-гигиеническим аспектам современных войн (Социально-гигиенические проблемы и последствия войн. М., 1975) и др.— *Прим. ред.*

[1] См.: *Чупров А. А.* Война и движение населения. (Оттиск из предполагавшегося к изданию Петроградским политехническим институтом Сборника статей в честь А. С. Посникова.)

Таблица 1

	Население к началу войны, тыс. чел	Число мобилизованных за время войны	Процент мобилизованных к населению
Великобритания (Англия, Шотландия и Ирландия)	46 089	5 000 000	10,8
Канада	7 700	628 964	8,2
Австралия	4 951	416 609	8,4
Новая Зеландия	1 096	220 000	20,0
Британская Индия	321 000	1 161 789	0,4
Южно-Африканский Союз	6 100	228 907	3,8
Франция	39 700	793 500	20,0
Французские колонии (цветные войска)	—	475 000	—
Италия	36 120 (начало 1915 г.)	5 615 000	15,5
Бельгия	7 570	380 000	5,0
Сербия: Старая Сербия	2 956	4 592	757 343	16,5
Сербия: Новая Сербия	1 636		
Румыния	7 508	1 000 000	13,3
Португалия (март 1916 г.)	6 080	180 000	3,0
Соединенные Штаты	104 000	3 665 000	3,5
Россия	160 000	15 000 000	9,4
Германия	68 039	13 250 000	19,5
Австрия	29 030	5 400 000	18,6
Венгрия	21 280	3 631 556	17,1

приведенная цифра 15 000 000 весьма приблизительна, так как вполне точных таких данных не имеется. На втором месте по числу мобилизованных стоит Германия (13 250 000); далее идут Австро-Венгрия (9 000 000), Франция (около 8 000 000), Англия с колониями (7 650 000), Италия (5 615 000) и Соединенные Штаты (3 665 000). Всего за время войны всеми воевавшими странами, считая и не вошедшие в таблицу, было мобилизовано около 65 миллионов (!) мужчин цветущего рабочего возраста, оторванных на несколько лет от мирного производительного труда и занимавшихся взаимным истреблением.

По величине процента мобилизованных к населению, отражающего степень военного напряжения отдельных государств, первое место занимает Франция и Сербия. Приведенный в таблице громадный процент (20) для Франции в действительности должен быть значительно выше, так как он вычислен по отношению ко всему населению, между тем как военные силы Франции черпались из населения не оккупированных немцами департаментов с общей численностью населения в них к началу войны около 35 млн. человек. Среди населения оккупированных департаментов с численностью около 4,5 млн. мобилизация могла быть произведена только однократно в самом начале войны, так как департаменты эти были заняты немцами в течение первого месяца войны. Таким образом, процент мобилизованных во Франции должен быть повышен примерно до 22—23. Что касается Сербии, то здесь

необходимо иметь в виду, что мобилизации здесь могли проводиться лишь в течение одного года с небольшим (до октября 1915 г.), так как впоследствии вся Сербия была занята неприятелем. Таким образом, Сербия мобилизовала в течение одного года почти столько же, сколько другие государства в течение 4 лет. Кроме того, неизвестно, в какой мере было мобилизовано население так называемой Новой Сербии, т. е. бывших частей Турции, Македонии и других, присоединенных в 1913 г. в результате Балканской войны 1912—1913 гг.

Возможно, что мобилизация здесь, если и проводилась, то в менее интенсивной степени, чем в Старой Сербии. Сербия по степени военного напряжения, таким образом, должна быть поставлена совершенно «вне конкуренции». При оценке вышеприведенных процентных отношений следует иметь в виду, что все мужское население в возрасте 15—50 лет обычно составляет около 25% всего населения.

За Францией и Сербией по высоте процента мобилизованных следуют Германия, Австрия и Венгрия. Наименьший процент мобилизованных приходится на Англию (без колоний), где он составляет около 11, и на Россию, где он составляет более 9 (см. табл. 1). Процент этот, однако, должен быть несколько повышен и для Англии (примерно до 12), и для России (примерно до 10—11). Для Англии из расчетов следует хотя бы частично исключить население Ирландии (4 380 000), где не была введена всеобщая воинская повинность, а участие ее в войне было лишь добровольным. Из населения России следует исключить не подлежавших воинской повинности кочующих народностей (киргизов, калмыков) и некоторых других (сартов и т. п.). Относительно России при сравнении следует иметь в виду и то, что ее участие в войне длилось почти двумя годами менее, чем остальных воевавших государств.

Мировая война и Россия

Статистика естественного движения населения в России была до революции основана, как известно, на метрических записях духовенства. Не касаясь общеизвестных органических недостатков, присущих, со статистической точки зрения, системе церковной регистрации актов состояния, восстановим лишь вкратце практиковавшийся порядок собирания и сводки данных.

За немногими исключениями духовенство доставляло в местные статистические губернские и областные комитеты сведения не в виде сырого карточного статистического материала, а в виде готовых сводок по однообразной, установленной бывшим Центральным статистическим комитетом форме.

Православное приходское духовенство обычно посылало приходские сводки благочинным, которые делали сводки по благочиниям, и в статистические комитеты поступали эти последние сводки. Карточная регистрация с централизованной сводкой в

губернских статистических комитетах или статистических организациях местных общественных учреждений (земств и городских самоуправлений) велась лишь в очень немногих городах и губерниях (Петроград, Петроградская губерния, Москва, Московская губерния, Нижегородская, Новгородская и т. д.).

Поступившие в статистические комитеты приходские табличные сводки проверялись, сводились по формам, установленным Центральным статистическим комитетом, по отдельным городам и уездам и пересылались в Центральный статистический комитет, который производил окончательную проверку и сводку. Данные эти публиковались ежегодно в издававшихся Центральным статистическим комитетом обзорах под названием «Движение населения в Европейской России за.... год».

Обзоры эти обычно издавались со значительным запозданием; последний вышедший в 1916 г. обзор содержит данные за 1910 г., которым и заканчиваются имеющиеся окончательно установленные и подробно разработанные данные по естественному движению населения в России.

Кроме окончательных подробных сводок, местные статистические комитеты производили предварительные подсчеты приходских ведомостей об общем количестве браков, родившихся и умерших без каких-либо дальнейших подробностей. Такие подсчеты обычно производились без тщательного, а иногда и без всякого контроля и проверки приходских ведомостей и нередко бывали неполными в смысле отсутствия данных по части приходов, не успевавших доставить ведомости в комитеты. Эти предварительные данные включались в ежегодные губернские отчеты и доставлялись в Центральный статистический комитет, а также в Управление главного врачебного инспектора. Центральный статистический комитет печатал эти предварительные данные в «Статистических ежегодниках России», а Управление главного врачебного инспектора — в своих ежегодных «Отчетах о состоянии народного здравия в России». Такие предварительные данные в печатном виде заканчиваются 1914 г.

Как известно, даже окончательные и проверенные материалы по естественному движению населения, издававшиеся Центральным статистическим комитетом, не могут быть признаны достаточно полными и точными, главным образом, в связи с крайне децентрализованной системой сводки. Еще более неполны и неточны вышеуказанные предварительные данные, обычно более или менее существенно расходившиеся с окончательными данными. Расхождение отмечалось даже в самих предварительных данных, помещавшихся в ежегодниках и в «Отчетах о состоянии народного здравия в России». Это последнее обстоятельство объясняется отчасти разными сроками, установленными для их доставления. Сроки Управления главного врачебного инспектора были более ранние, почему и сама сводка являлась менее полной, а также, вероятно, и менее тщательной.

Таким образом, печатные данные и притом предварительные о естественном движении населения в России за годы войны имеются только за первый год войны (1914 г.).

Имевшиеся в Центральном статистическом комитете сводки местных статистических комитетов за поздние годы поступили, повидимому, в неполном виде в демографический отдел Центрального статистического управления. Согласно отчету этого отдела материалы за 1915 г. характеризуются как «далеко не полные»[1].

Данных за 1916 г. отдел «почти не имеет вследствие расстройства прежних органов регистрации». Относительно позднейших данных согласно отчету «выяснилось, что за время с 1917 по 1919 г. почти никаких данных нельзя будет получить»[2].

В конце 1917 г., как известно, в России была введена регистрация актов гражданского состояния.

Для более или менее полного восстановления данных по естественному движению населения за годы войны, по крайней мере за первые два послевоенных года (1918 и 1919 гг.), единственным материалом могут служить церковные метрики (до 1918 г.) и те неофициальные церковные записи, которые велись духовенством с 1918 г.; выборка и сводка этих данных требуют очень большого труда, времени и денежных средств при систематической, планомерной работе. Частично эта работа ведется в некоторых губерниях, отсутствие денежных средств и персонала сильно тормозит работу. Несмотря на все препятствия и трудности, такая работа в общегосударственном масштабе должна быть признана совершенно необходимой, если считаться с интересами демографической науки, политической и культурной истории.

Пока Комиссии по обследованию санитарных последствий войны[3] удалось собрать следующие общие предварительные данные за годы войны:

Год	Браки	Родившиеся	Умершие
1915	по 27 губерниям	по 41 губернии	по 41 губернии
1916	„ 10 „	„ 18 „	„ 15 „
1917	„ 6 „	„ 7 „	„ 6 „

Кроме того, за все эти годы, а также и за позднейшие имеются некоторые общие материалы по Москве и более подробные данные по Петрограду, разработанные при участии и содействии комиссии в Петроградском губстатотделе.

Материалы за 1915 и 1916 гг. имелись, главным образом, в бывшем Управлении главного врачебного инспектора, откуда они перешли в статистический отдел Народного Комиссариата Здравоохранения, где были пополнены по некоторым губерниям на осно-

---

[1] «Вестник статистики», 1920, № 9—12.

[2] *Там же. — Прим. ред.*

[3] Речь идет о Комиссии Народного Комиссариата Здравоохранения по обследованию санитарных последствий первой мировой войны, созданной в конце 1920 г. — *Прим. ред.*

вании сведений, полученных от местных отделов здравоохранения и местных статистических бюро.

Данные за 1917 г. собраны через те же органы статистическим отделом Народного Комиссариата Здравоохранения.

Все эти материалы не отличаются ни полнотой, ни точностью. Особенно это касается данных за 1917 г. Следует далее отметить, что имеющиеся печатные материалы (за 1914 и более ранние годы) по некоторым губерниям нередко расходятся в обоих главных источниках («Статистических ежегодниках» и «Отчетах о состоянии народного здравия в России»). Часто эти данные не совпадают и с имеющимися по некоторым губерниям данными бывших местных земских санитарных бюро. То же расхождение, и иногда довольно значительное, имеется и для материалов за позднейшие годы (неопубликованные данные Управления главного врачебного инспектора и местные сообщения).

Из опубликованных материалов мы придерживались данных «Статистических ежегодников» исходя из того, что данные Управления главного врачебного инспектора в связи с более ранними сроками их получения менее полны и точны.

Что касается местных данных, то там, где они были основаны на данных карточной регистрации и являлись результатом самостоятельной сводки (Московская губерния, г. Петроград), предпочтение отдавалось им. В большинстве же случаев эти местные данные были основаны на подсчетах тех же приходских сводок, поступивших в местные статистические комитеты, причем нередко касались только сельского населения и уездных городов (без губернских городов). Поэтому во многих случаях они еще более не полны, чем материалы Управления главного врачебного инспектора и Центрального статистического комитета.

Переходя к обзору собранных данных, следует отметить, что ввиду частичности материалов выводы об изменениях отдельных элементов естественного движения населения в России за годы войны приходится строить на основе выборочного исследования, причем для 1915 и 1916 гг. процент выборки может быть признан достаточным, но для 1917 г. он недостаточен для сколько-нибудь окончательных выводов. По существу явлений данные о браках и родившихся более однородны в смысле их изменений под влиянием войны в отдельных губерниях, чем данные об умерших, и выборочное исследование в первом случае стоит на более прочной почве, чем во втором.

Ниже сопоставлены суммарные числа браков по всей Европейской России за 1912—1914 гг.; по 27 губерниям, Петрограду и Москве — за 1912 — 1915 гг.; по 10 губерниям, Петрограду и Москве — за 1912—1916 гг. и по 6 губерниям, Петрограду и Москве — за 1912—1917 гг.

Следует отметить, что в 10 губерний, по которым имеются сведения за 1916 г., входит полностью весь Московский промышленный район (весь район охватывает 6 губерний), а из 6 губерний, по которым имеются сведения за 1917 г., 4 относятся к тому

же району (губернии Владимирская, Калужская, Тверская, Ярославская).

Число браков

Год	По 50 губерниям, Европейской России	По 27 губерниям, Петрограду и Москве	По 10 губерниям, Петрограду и Москве	По 6 губерниям, Петрограду и Москве
1912	933 270	534 670	204 212	109 750
1913	1 015 642	591 587	220 041	118 406
1914	843 704	466 509	179 151	100 986
1915	—	245 360	92 060	54 000
1916	—	—	93 503	51 591
1917	—	—	—	76 687

В относительных числах, принимая число браков в 1913 г. для каждого ряда равным 100, данные эти представляются в следующем виде:

Число браков, %

Год	По 50 губерниям Европейской России	По 27 губерниям, Петрограду и Москве	По 10 губерниям, Петрограду и Москве	По 6 губерниям, Петрограду и Москве
1913	100	100	100	100
1914	83	79	81	85
1915	—	42	42	46
1916	—	—	43	44
1917	—	—	—	65

Эволюция числа браков за годы войны по отобранным группам губерний представляется в общем достаточно однородной. По сравнению с 1913 г. число браков в 1914 г. по всей Европейской России понизилось на 17%, в 27 губерниях — на 21%, в 10 губерниях — на 19% и в 6 губерниях — на 15%. В 1915 г. понижение по сравнению с 1913 г. составляет для 27 губерний 58%, для 10 губерний — 58% и для 6 губерний — 54%, а в 1916 г. оно составляет для 10 губерний 57% и для 6 губерний — 56%.

Наибольшее понижение числа браков приходится, таким образом, на 1915 г., когда оно понизилось более чем в два раза (на 58%) по сравнению с последним довоенным годом (1913 г.). В 1914 г. по Европейской России понижение составляло около 17%. Так как под влиянием войны находился не весь 1914 г., а лишь последние 5 месяцев, то в действительности вызванное войной понижение брачности в 1914 г. было гораздо более значительным, и насколько можно судить по данным некоторых губерний, для которых имеются сведения о помесячном распределении браков, падение брачности в военные месяцы 1914 г. было выражено почти в такой же степени, что и в 1915 г. В Московской губернии, например, в августе—декабре 1913 г. было заключено 3213 браков, в те же месяцы 1914 г. — 1165 браков и в те же месяцы 1915 г.— 1104 брака.

Понижение брачности составляет в 1914 г. 64% и в 1915 г. — 66%. В Пермской губернии число браков в августе—декабре 1914 г. по сравнению с теми же месяцами 1913 г. было ниже на 39% и в августе—декабре 1915 г. — также на 39%.

Общая эволюция понижения брачности в России под влиянием войны соответствует эволюции в других воевавших странах. Резко понизившись в первый и второй годы, брачность в дальнейшем не понижалась, но она или удерживалась на известном достигнутом минимуме, или даже обнаруживала наклонность к повышению.

Достигнутый минимум браков в Европейской России составляет 42% числа браков последнего довоенного года, т. е. понижение составляет 58%. При этом нужно иметь ввиду, что брачность в 1913 г. в России была несколько повышена по сравнению с предыдущими годами. В 1913 г. число браков в Европейской России составило 1 015 642, тогда как в 1912 г. их было 933 270 и в 1911 г. — 942 379.

Понижение брачности в России под влиянием мировой войны по своим размерам значительно превосходит степень понижения, наблюдавшуюся при прежних войнах.

		Число браков понизилось, %
Россия	Мировая война	58
»	Отечественная война 1812 г. . . .	22
»	Крымская война	26
»	Турецкая война 1877 г.	21
»	Японская война	13
Франция Германия	Франко-прусская война 1870—1871 гг.	26 18

По сравнению с другими воевавшими странами падение брачности в России было больше, чем в Англии, Германии, Бельгии, но меньше, чем во Франции и Венгрии, и почти одинаковым с падением брачности в Италии. Понижение числа браков в годы максимального их падения составляло за последнюю войну: в Англии — 10, в Бельгии — 46, в Германии — 48, в России — 58, в Италии — 63, в Венгрии — 68 и во Франции — 70%.

Определяя по отношению к числу браков в 1913 г. число несостоявшихся из-за войны браков в 1914—1915 г., мы получаем такие приблизительные цифры для Европейской России:

1914 г.	172 000
1915 г.	589 000
1916 г.	578 000
Итого	1 339 000

Для всей России[1] общий дефицит браков за 3 года войны, принимая число браков в 1913 г. равным 1 300 000, составляет около 1 700 000.

По отдельным губерниям Европейской России наибольшее понижение брачности отмечается в центральных земледельческих губерниях, губерниях Московского промышленного района, Сред-

[1] В границах бывшей Российской империи (включая Польшу, но без Финляндии).

не-Волжском районе. Понижение было менее выражено в приуральских и нижневолжских губерниях, а также в окраинных губерниях — белорусских, литовских и прибалтийских.

Понижение брачности, по-видимому, было более значительным среди сельского населения, чем среди городского. В Петрограде коэффициент брачности, составлявший в 1913 г. 6,3, понизился в 1915 г. до 5,0, а в 1916 г. — до 4,7 на 1000 населения, т. е. примерно на 25—30%. В Москве брачность понизилась на 30—35%. Для сельского же населения понижение числа браков превышает в среднем 50%. Это небольшое понижение брачности среди городского населения по сравнению с сельским находит удовлетворительное объяснение в меньших размерах изъятия мужского брачноспособного населения в городах, где значительная часть мобилизованных бралась на учет и была «забронирована» против отправки на фронт.

В Петрограде коэффициент брачности, составлявший в 1913 г. 6,3 и упавший в 1915 г. до 4,7, в 1917 г. повысился до 8,5 на 1000 населения. В Москве брачность с 4,7 в 1916 г. поднялась до 6,1 в 1917 г.

В последующие годы брачность в России была, по-видимому, также значительно повышена, и это повышение отчасти носит обычный компенсаторный послевоенный характер. В большей мере, однако, на брачность в эти годы оказывали влияние введение гражданского брака, полная свобода разводов и связанные с революцией коренные изменения бытовых и хозяйственных условий. В городах все эти влияния сказались в довольно значительной мере; никогда и нигде не наблюдалось такого роста браков. В Петрограде и Москве брачность достигла, например, таких цифр:

На 1000 населения заключено браков

Год	В Петрограде	В Москве
1913	6,3	5,8
1914	6,0	5,5
1915	5,0	4,1
1916	4,7	3,9
1917	8,5	5,3
1918	9,2	7,5
1919	20,7	17,4
1920	27,7	19,6

Несомненно, в последние годы брачность была повышена и среди сельского населения, хотя, вероятно, и не в такой степени, как в городах. Нужно иметь в виду, что 1918—1920 гг. были, в сущности, также военными годами, годами гражданской войны с массовыми мобилизациями.

Относительно влияния войны на семейный и возрастной состав брачащихся, мы располагаем только данными для Петрограда и Московской губернии (сельское население). В отношении семейного состояния отмечается для сельского населения Московской губернии обычное для войн и притом весьма резкое повышение в

составе женихов пропорции вдовцов за счет понижения пропорции холостых и повышение в составе невест числа вдов (табл. 2).

В Петрограде изменения семейного состава были совершенно незначительными, причем пропорция вдов в составе невест не только не увеличилась, но даже уменьшилась (табл. 3).

Таблица 2

Год	В Московской губернии из 100 сочетавшихся браком было			
	женихов		невест	
	холостых	вдовцов	вдов	
1913	90,8	9,2	5,2	
1914	90,2	9,8	5,4	
1915	80,1	19,9	11,6	
1916	77,2	22,8	13,4	

Таблица 3

Год	Из 100 сочетавшихся браком было				
	женихов		невест		
	холостых	вдовцов и разведенных	девиц	вдов	разведенных
1913	90,9	9,1	91,6	7,5	0,9
1914	90,5	9,5	92,0	7,0	1,0
1916	89,3	10,7	91,9	7,0	1,1
1917	90,5	9,5	92,4	6,3	1,3

Также и изменения возрастного состава женихов, в смысле понижения относительного числа женихов более молодого возраста при повышении числа женихов старшего возраста, были выражены и видны из следующих сопоставлений для Московской губернии (без Москвы) и для Петрограда.

Таблица 4

Московская губернии

Год	Из 100 женихов было в возрасте, лет				
	моложе 20	20–29	30–34	35–39	40 и старше
1913	17,2	71,2	4,9	2,4	4,3
1914	17,8	69,3	5,4	2,8	4,7
1915	14,5	57,8	8,5	6,5	12,7
1916	12,6	53,0	10,4	7,2	16,8

Таблица 5

Петроград с пригородами

Год	Из 100 женихов было в возрасте, лет				
	моложе 20	20–29	30–34	35–39	40 и старше
1913	7,5	65,6	14,7	5,9	6,3
1915	7,3	65,1	13,6	6,6	7,4
1916	6,0	61,8	14,8	7,8	9,6
1917	6,6	66,8	12,6	6,5	7,5

Далее сопоставлены числа родившихся отдельно по всей Европейской России за 1912—1914 гг., 41 губернии с Петроградом и Москвой за 1912—1915 гг., 18 губерниям с Петроградом и Москвой за 1912—1916 гг. Из 7 губерний, по которым имеются сведения за 1917 г., 4 губернии (Владимирская, Тверская, Ярославская, Калужская) относятся к Московскому промышленному району и 2 (Саратовская и Нижегородская) — к Средне-Волжскому району; одна губерния (Тульская) входит в Центральный земледельческий район. Из 18 губерний, по которым имеются сведения за 1916 г., 5 относятся к Московскому промышленному району, 4 — к центральным земледельческим губерниям, 2 — к средневолжским, 2 — к новороссийским, 2 — к приозерным и по одной — к северным, нижневолжским и белорусским.

Число родившихся

Год	Во всех 50 губерниях Европейской России	В 41 губернии, Петрограде и Москве	В 18 губерниях, Петрограде и Москве	В 7 губерниях, Петрограде и Москве
1912	5 245 621	4 539 302	1 925 631	729 295
1913	5 252 805	4 542 698	1 934 384	742 806
1914	5 324 392	4 604 651	1 977 513	757 917
1915	—	3 930 100	1 692 097	655 433
1916	—	—	1 281 748	511 574
1917	—	—	—	400 369

В относительных числах, принимая цифру родившихся для каждого ряда в 1913 г. равной 100, приведенные данные представляются в следующем виде:

Число родившихся

Год	Во всех 50 губерниях Европейской России	В 41 губернии, Петрограде и Москве	В 18 губерниях, Петрограде и Москве	В 7 губерниях, Петрограде и Москве
1913	100	100	100	100
1914	101	101	102	102
1915	—	87	87	88
1916	—	—	66	69
1917	—	—	—	54

Изменения чисел по отобранным губерниям достаточно однородны. Падение рождаемости обнаружилось по понятным причинам с 1915 г., причем в противоположность эволюции брачности, которая, достигнув известного минимума, в дальнейшем оставалась более или менее стационарной, рождаемость с каждым годом войны все более понижалась. По сравнению с 1913 г. суммарные числа родившихся в 1915 г. в 41 губернии упали на 13%, в 18 губерниях — на 13% и 7 губерниях — на 12%. В 1916 г. понижение составляет для 18 губерний 34% и для 7 губерний — 31%. В 1917 г. по данным для 7 губерний число родившихся по сравнению с 1913 г. упало на 46%, т. е. почти вдвое.

Если считать, что все эти выборочные данные отражают общую эволюцию рождаемости за годы войны во всей России, и принять,

что достигнутый минимум составляет в среднем 46% понижения по отношению к последнему довоенному году, то по сравнению с прежними войнами падение рождаемости в России за последнюю войну является беспримерным по своей величине, превысив во много раз степень понижения, наблюдавшуюся при прежних войнах.

		%
Россия	Отечественная война 1812 г. .	14
»	Крымская война	10
»	Турецкая война	4
»	Японская война	3
Франция } Германия }	Франко-прусская война 1870 1871 гг.	13 9

По сравнению с другими воевавшими странами за последнюю войну понижение рождаемости в России было значительно больше, чем в Англии и Италии, и почти одинаково с понижением в Германии, Франции и Бельгии, уступая лишь падению рождаемости, имевшему место в Венгрии.

За последнюю войну в годы достигнутого минимума понижение составляло (в %):

Венгрия	60
Германия	49
Франция	48
Бельгия	48
Россия	46
Италия	43
Англия	25

Если определить приблизительно исходя из числа родившихся в Европейской России в 1913 г. вызванный войной «недород» за 1915—1917 гг., то он составляет для Европейской России:

1915 г.	683 000
1916 г.	1 786 000
1917 г.	2 416 000
Итого	4 885 000

Дефицит родившихся только в Европейской России и только за 3 года доходит, таким образом, почти до 5 000 000. Для всей России[1], принимая число родившихся в 1913 г. равным 7 000 000, «недород» доходит за 3 года до 6 500 000, а без Польши — до 6 000 000.

Данных о рождаемости за годы послевоенного периода в нашем распоряжении почти не имеется. В 1917 и начале 1918 г. происходила усиленная демобилизация, и теоретически в 1918 и 1919 гг. должен был бы иметь место резкий компенсационный подъем рождаемости.

[1] В границах бывшей Российской империи (с Польшей).

Однако почти тотчас же после демобилизации начались новые повторные массовые мобилизации, наступил небывалый продовольственный кризис, особенно в городах и потребляющих губерниях; эти факторы не только не дали возможности рождаемости восстановиться до довоенной нормы, но, вероятно, способствовали кое-где ее дальнейшему понижению в 1918—1919 гг. Особенно это имело место в городах. Так, эволюция рождаемости в Петрограде и Москве представляется в следующем виде:

Число родившихся на 1000 населения

Год	В Петрограде	В Москве
1913	26,4	32,6
1914	25,0	31,6
1915	22,5	27,0
1916	19,1	22,9
1917	18,7	19,6
1918	15,5	14,8
1919	13,7	17,0
1920	21,8	21,2

В Петрограде рождаемость непрерывно понижалась вплоть до 1920 г.; в Москве некоторое повышение отмечается уже в 1919 г., причем коэффициент рождаемости в 1919 г., несмотря на повышение, еще почти в два раза ниже довоенного. Более или менее общее повышение рождаемости началось, вероятно, лишь с конца 1920 и начала 1921 г. В частности, в Петрограде это повышение выражено весьма существенно. За 1921 г. рождаемость там дошла до 34,4 на 1000 населения — цифра, не наблюдавшаяся в Петрограде с 60-х годов прошлого века.

В изданных Центральным статистическим управлением «Предварительных итогах переписи 1920 г.» (вып. 3) приводятся (без [illegible]отных чисел) коэффициенты рождаемости по нескольким [illegible]ниям за первую половину 1920 г. по данным местных ЗАГСов. [illegible] цифры указывают на весьма низкий уровень рождаемости в данных губерниях в 1920 г. по сравнению с довоенным временем. Однако они внушают основательные сомнения в отношении их полноты. Если еще можно допустить, что в потребляющих губерниях, как Костромская и Иваново-Вознесенская, коэффициент рождаемости в 1920 г. держался на уровне 32—33 вместо обычных 44—45, то совершенно невероятно и неправдоподобно, чтобы в производящих губерниях, как Вятская и Пермская, рождаемость вместо обычных 50 на 1000 населения составляла в 1920 г. 16—19.

Из вышеприведенных данных можно заключить, что рождаемость в России в первой половине 1920 г. еще далеко не восстановилась до довоенной нормы.

За первые годы войны понижение рождаемости в России было, по-видимому, гораздо более значительным среди сельского населения, чем среди городского. Это и понятно, так как городское население было гораздо меньше затронуто мобилизациями, сопряженными с отправкой на фронт, чем сельское население. В 41 гу-

бернии Европейской России число родившихся в сельском населении в 1915 г. по сравнению с 1913 г. упало на 15%, в городах же понижение составляло лишь 9%. По имеющимся данным для 13 губерний эволюция рождаемости в 1913—1916 гг. у городского и сельского населения представляется в относительных числах, принимая число родившихся в 1913 г. равным 100, в следующем виде:

Год	Городское население	Сельское население
1913	100	100
1915	95	86
1916	83	67

В России за годы последней войны, как и в Западной Европе, понижение чисел, по-видимому, в большей степени было выражено для родившихся в браке, чем для внебрачных, в результате чего процент внебрачных рождений за годы войны повысился. Явление это отмечается и для городского, и для сельского населения, как видно из нижеприведенных данных, относящихся к Петрограду с пригородами и к Московской губернии.

Из 100 родившихся было внебрачных

Год	В Петрограде	В городах Московской губернии (без Москвы)	В Москве	В сельском населении Московской губернии
1913	14,7	7,3	20,8	3,1
1914	14,4	7,4	19,7	3,0
1915	14,6	8,4	21,3	3,4
1916	15,9	9,6	—	4,3
1917	15,8	—	—	—

Данными о мертворождаемости за все годы войны мы располагаем только для Петрограда, имеются также данные для Москвы за 1915 г. И в Петрограде, и в Москве процент мертворожденных среди родившихся был во время войны несколько выше обычного. В Москве этот процент, составлявший за 1910—1914 гг. в среднем 3,8, в 1915 г. равнялся 4,3. В Петрограде процент мертворожденных составлял:

1913 г.	4,1
1914 г.	4,3
1915 г.	4,3
1916 г.	4,7
1917 г.	4,6

Ниже сопоставлены числа умерших отдельно для всей Европейской России за 1912—1914 гг., 41 губернии с Петроградом и Москвой за 1912—1915 гг., 15 губерний с Петроградом и Москвой за 1912—1916 гг., для 6 губерний с Петроградом и Москвой за 1912—1917 гг., из которых 4 относятся к Московскому промышленному району, 1 — к Центральному земледельческому и 1 — к Средне-Волжскому. Из 15 губерний, по которым имеются сведения за 1916 г., 5 относятся к Московскому промышленному району,

2 — к Центральному земледельческому, 2 — к Приозерскому, 2 — к Новороссийскому и по одной — к северным, белорусским и средневолжским губерниям.

Чисто военные потери в нижеприводимые числа не входят, но раненые и больные воины, эвакуированные в тыл и умершие в тыловых госпиталях и лазаретах, в большинстве губерний в эти числа включены. Для некоторых губерний это не всегда ясно.

Число умерших

Год	В 50 губерниях Европейской России	В 41 губернии, Петрограде и Москве	В 15 губерниях, Петрограде и Москве	В 6 губерниях, Петрограде и Москве
1912	3 191 614	2 738 563	876 801	393 529
1913	3 322 894	2 852 729	955 673	426 760
1914	3 273 059	2 816 011	930 515	405 400
1915	—	2 886 922	910 379	398 237
1916	—	—	852 303	384 760
1917	—	—	—	364 566

В относительных числах, принимая число умерших в 1913 г. для всех рядов равным 100, приведенные данные представляются в следующем виде:

Число умерших

Год	В 50 губерниях Европейской России	В 41 губернии, Петрограде и Москве	В 15 губерниях, Петрограде и Москве	В 6 губерниях, Петрограде и Москве
1913	100	100	100	100
1914	99	99	97	95
1915	—	101	95	93
1916	—	—	89	90
1917	—	—	—	85

Для сравнения чисел умерших, как и для чисел браков и родившихся, в целях однородности взят 1913 г., хотя смертность в России в этом году была несколько повышена по сравнению с 1912 г.

Эволюция числа умерших по отобранным группам губерний за годы войны представляется менее однородной, чем для чисел браков и рождений.

По сравнению с 1913 г. число умерших в 1915 г. в 41 губернии Европейской России было на 1% больше, в 15 губерниях — на 5% меньше и в 6 губерниях — на 7% меньше. В 1916 г. число умерших в 15 губерниях было меньше их числа в 1913 г. на 11% и в 6 губерниях — на 10%. В 1917 г. число умерших в 6 губерниях, по которым имеются сведения, было ниже их числа в 1913 г. на 15%. Таким образом, абсолютные числа умерших в среднем по вышеуказанным группам губерний обнаруживают за годы войны прогрессирующее с каждым годом понижение. Это, понятно, не говорит еще о понижении смертности и связано в первую очередь с понижением благодаря призывам, общей численности граждан-

ского населения, а также с понижением рождаемости и результирующим уменьшением числа умерших детей в возрасте до 1 года в составе всех умерших. Как этот последний фактор сказывается на изменениях числа умерших, видно из нижеприведенных данных, относящихся к Московской губернии (без Москвы).

Число умерших в Московской губернии

Год	Всего	В возрасте старше 1 года
1913	57 392	35 026
1914	54 159	33 052
1915	50 067	32 748
1916	45 451	33 575

Принимая число умерших в 1913 г. равным 100, числа умерших в последующие годы составляют:

Год	Всего	В возрасте старше 1 года
1913	100	100
1914	94	94
1915	87	93
1916	79	96

Обнаруживается неуклонное значительное понижение числа умерших, достигающее в 1916 г. 21%. Между тем число умерших в возрасте старше 1 года несколько понизилось в 1914—1915 гг., а в 1916 г. начинает возрастать, причем по сравнению с 1913 г. число умерших в 1916 г. ниже только на 4%.

Аналогичное явление отмечается и для других губерний, по которым имеются сведения о повозрастном распределении умерших. Так, в Калужской губернии изменения чисел умерших представляются в следующем виде (в относительных числах, принимая число 1914 г. равным 100):

Год	Всего	В возрасте старше 1 года
1914	100	100
1915	91	103
1916	76	90

Понижение числа умерших за годы войны отмечается не во всех губерниях. Так, в 1915 г., для которого имеются данные по 41 губернии, понижение наблюдается преимущественно в центральных губерниях — земледельческих и Московского промышленного района. В нижневолжских, приуральских и части малороссийских, а также северо- и юго-западных губерниях число умерших повысилось и притом в некоторых из них весьма значительно, особенно в Самарской, Саратовской, Витебской и Минской.

Губернии	Процент повышения числа умерших
Самарская	35
Саратовская	16
Минская	26
Витебская	22
Екатеринославская	14
Киевская	12
Вятская	10
Астраханская	10
Пермская	6
Могилевская	3
Полтавская	3

Значительное различие имеется также в эволюции числа умерших за годы войны среди городского и сельского населения.

По 41 губернии Европейской России, если принять число 1913 г. за 100, числа для 1914—1915 гг. представляются в следующем виде:

Год	Городское население	Сельское население
1913	100	100
1914	102	97
1915	120	97

По 13 губерниям, для которых имеются соответствующие сведения за 1913—1916 гг., число умерших изменялось следующим образом:

Год	Городское население	Сельское население
1913	100	100
1914	100	95
1915	116	89
1916	119	82

Как видим, число умерших среди сельского населения понизилось, а среди городского — значительно возросло. Частично это повышение зависит от значительного возрастания населения городов за годы войны, наплыва беженцев и воинских чинов, эвакуированных больных и раненых в различные городские лазареты и там умерших, но вместе с тем должно признать, что в городах за годы войны повысилась и фактическая смертность гражданского населения. В Петрограде, например, смертность на 1000 населения (без воинских чинов) составляла:

1913 г.	21,6
1914 г.	22,1
1915 г.	22,2
1916 г.	23,4
1917 г.	24,0

Повысилась в городах и детская смертность. Так, на 1000 родившихся в Петрограде умерло в возрасте до 1 года:

1913 г.	23,1
1914 г.	24,9
1915 г.	25,3
1916 г.	28,4
1917 г.	28,7

Среди сельского населения (в среднем для всех губерний, по которым имеются сведения) число умерших за годы войны понизилось. Если на основании этого и нельзя говорить о понижении смертности, то во всяком случае можно признать, что смертность сельского населения России за годы войны, за исключением нескольких губерний, не представляет резких отклонений в сторону повышения.

Из имеющихся для некоторых губерний с преимущественно сельским населением материалов о детской смертности в возрасте до 1 года усматривается, что она в части губерний Центрального земледельческого и Московского промышленного районов была за годы войны значительно ниже уровня довоенной смертности.

В Московской губернии (без Москвы) число умерших в возрасте до 1 года на 100 родившихся (66% того же календарного года и 34% — предыдущего) составляло:

1913 г.	28,0
1914 г.	26,1
1915 г.	23,6
1916 г.	19,6

В Калужской губернии на 100 родившихся умерло детей до 1 года:

1914 г.	30,5
1915 г.	25,7
1916 г.	24,8

В восточных губерниях России, в которых, как было указано выше, число умерших возрастает за годы войны, детская смертность была, по-видимому, повышенной, насколько можно судить по тем отрывочным данным, какие имеются в этом отношении. Так, в Пермской губернии, в которой детская смертность, как известно, обычно крайне высока, умирает около 40% родившихся, ее показатель в 1915 г. повысился до 48,2%.

Имеющиеся данные о главнейших причинах смерти за годы войны по некоторым городам указывают на увеличение смертности от туберкулеза под влиянием последней войны, как это отмечается и для Западной Европы.

Так, до войны в Петрограде смертность от легочной бугорчатки шла на понижение, как видно из следующих данных:

	На 10 000 населения умерло от легочного туберкулеза
1894—1898 гг.	35,2
1899—1903 гг.	31,7
1904—1908 гг.	30,8
1909—1913 гг.	29,0

Война не только приостановила это понижение, но сменила его повышением.

На 10 000 жителей в Петрограде умерло от легочного туберкулеза (без воинских чинов)

1912 г.	28,8
1913 г.	28,3
1914 г.	29,4
1915 г.	30,8
1916 г.	30,9
1917 г.	31,6

Из-за полного отсутствия каких-либо материалов остается неизвестным, распространялось ли это повышение смертности от туберкулеза на сельское население.

Если в общем смертность гражданского населения России за годы войны (1914—1917 гг.) не представляет, по-видимому, особенно значительных отклонений от обычных довоенных цифр, то годы послевоенного периода (1918—1920 гг.) являются в отношении смертности исключительно неблагополучными. Гражданская война, голод, холод, непрекращавшиеся и сменявшие одна другую эпидемии холеры, испанской болезни, дизентерии, сыпного и возвратного тифа повысили смертность до громаднейших размеров. Особенно жестоко пострадали города. В Петрограде смертность дошла (в 1919 г.) до 77,1—небывалой цифры в демографической истории крупных агломераций XIX и XX вв., в Самаре (в 1920 г.) — до 93,8. В Москве за первую половину 1920 г. смертность составила 50,4, в Одессе в 1919 г. — 49,2 и в 1920 г. — 41,3. Но и в сельских местностях в связи с эпидемиями, особенно сыпного тифа, смертность была значительно повышена, несмотря на более благоприятные продовольственные условия. По весьма неполным данным местных ЗАГСов смертность за первые полугодия 1920 и 1913 гг. на 1000 населения составляла:

Губернии	1920 г.	1913 г.
Иваново-Вознесенская	46,3	30,7*
Костромская	49,6	30,9
Московская (без Москвы)	40,8	31,5
Орловская	36,4	27,0
Пензенская	40,8	34,2

* Владимирская губерния.

Непрерывные достаточно точные данные о смертности за последние годы имеются только для Петрограда и Москвы.

На 1000 населения умерло

Год	В Петрограде	В Москве
1918	43,7	28,0
1919	77,1	45,1
1920	50,6	46,2*

* Первое полугодие.

Ниже сопоставлены числа естественного прироста отдельно для всей Европейской России за 1912—1914 гг., 41 губернии с Петроградом и Москвой за 1912—1915 гг., 14 губерний с Петроградом и Москвой за 1912—1916 гг. и для 6 губерний с Петроградом и Москвой за 1912—1917 гг. Из 6 губерний, по которым имеются сведения за 1917 г., 4 относятся к Московскому промышленному району, 1 — к Центральному земледельческому и 1 — к Средне-Волжскому. Из 14 губерний, по которым имеются сведения за 1916 г., 5 принадлежат к Московскому промышленному району, 3 — к Центральному земледельческому, 2 — к Приозерскому и по одной — к Северному, Белорусскому, Средне-Волжскому и Новороссийскому.

Естественный прирост

Год	В 50 губерниях Европейской России	В 41 губернии, Петрограде и Москве	В 14 губерниях, Петрограде и Москве	В 6 губерниях, Петрограде и Москве
1912	2 054 007	1 800 749	509 620	185 289
1913	1 929 911	1 687 415	449 928	164 385
1914	2 051 333	1 788 640	502 268	195 699
1915	—	1 027 870	321 782	120 010
1916	—	—	141 089	35 871
1917	—	—	—	26 503

В относительных числах, если принять цифру 1913 г. за 100, эти данные представляются в следующем виде:

Естественный прирост

Год	В 50 губерниях Европейской России	В 41 губернии, Петрограде и Москве	В 14 губерниях, Петрограде и Москве	В 6 губерниях, Петрограде и Москве
1913	100	100	100	100
1914	106	106	112	119
1915	—	61	72	73
1916	—	—	31	22
1917	—	—	—	—16

Числа во всех рядах обнаруживают неуклонное резкое понижение с каждым годом войны, несколько расходясь в степени понижения. По данным для 41 губернии число естественного прироста в 1915 г. понизилось на 39%, по данным для 14 губерний — на 28% и по данным для 6 губерний--на 27%. В 1916 г. по данным для 14 губерний естественный прирост снизился на 69% и по данным для 6 губерний — на 78%. В 1917 г. данные для 6 губерний показывают уже убыль населения, вследствие превышения числа умерших над числом родившихся, на 16%. Весьма вероятно, что 1917 г. дал убыль населения и в среднем для всей России.

Если определить исходя из цифры прироста 1913 г. дефицит в приросте населения Европейской России за 1915—1917 гг. без учета военных потерь, то он приблизительно составит:

1915 г. . .	753 000
1916 г. . .	1 330 000
1917 г. . .	2 239 000
Итого . .	4 322 000

Таким образом, дефицит в приросте населения Европейской России без учета военных потерь за три года составил более 4 300 000, т. е. вместо 5 790 000 прирост составил всего около 1 490 000.

Во всей бывшей Российской империи (с Польшей) дефицит без учета военных потерь превышает 6 миллионов и без Польши — 5,5 миллиона.

За первые годы войны прирост в России хотя и резко понизился, но оставался положительным, став отрицательным, по-видимому, лишь в 1917 г. Несмотря на всю скудность данных для дальнейших лет, не приходится сомневаться, что за эти годы (1918—1920 гг.) прирост в России был все время отрицательным, и население все время убывало.

По имеющимся данным ЗАГСов для 13 губерний за первую половину 1920 г. прирост на 1000 населения составлял:

Череповецкая .	—5,6
Новгородская .	—1,3
Смоленская .	—3,7
Тверская . .	—0,9
Московская .	—13,3
Нв.-Вознесенская	—13,5
Костромская .	—11,4
Нижегородская	—8,9
Вятская . .	—7,9
Пермская . .	—7,0
Пензенская .	—12,8
Рязанская . .	—1,8
Орловская . .	—12,2

Резюмируя приведенные данные о естественном движении населения в России, можно признать, что за годы войны (1914—1917 гг.) наиболее резкие изменения претерпели брачность и рождаемость населения; смертность гражданского населения в общем значительных отклонений не представляла. Годы послевоенного периода (1918—1920 гг.) характеризуются наряду с повышением брачности низкой рождаемостью и значительным повышением смертности. Естественный прирост населения существенно понизился у нас со второго года войны; в последнем военном году (1917 г.) он стал отрицательным и оставался отрицательным все послевоенные годы, причем падение естественного прироста и результирующая естественная убыль населения за собственно военные годы обусловливались преимущественно падением рождаемости, за годы же послевоенного периода падение прироста было связано с низкой рождаемостью при одновременном резком повышении смертности.

ВЛИЯНИЕ ВОЙНЫ НА ПОЛОВОЙ СОСТАВ РОЖДАЮЩИХСЯ[1]

Среди широких кругов населения уже давно существовало мнение, что во время и после войн увеличивается количество мужских рождений. Однако статистические данные, относящиеся к войнам до первой мировой войны 1914—1918 гг., не подтверждали этого, и большинство статистиков-демографов скептически относились к этому распространенному воззрению. Вместе с тем большинство войн в XIX в. были кратковременны, а для прежних периодов длительных войн до XIX в., а также начала XIX в., как войны наполеоновские, не имелось достаточно точных и полных данных о половом составе родившихся. Длительная четырехлетняя мировая война 1914—1918 гг. вызвала пересмотр этого вопроса, причем оказалось, что явление это действительно имеет место. Из появившихся по этому вопросу демографических исследований укажем на работы В. В. Паевского[2] и др.

Из данных, относящихся к войне 1914—1918 гг., ниже сопоставлены относительные числа распределенных по полу родившихся в Германии, Франции и Англии за довоенные, военные и послевоенные годы. Числа эти частично взяты из указанных работ, частично же пополнены нами по официальным первоисточникам.

Так называемая половая пропорция родившихся, т. е. число родившихся мальчиков на 100 родившихся девочек, изменялась в Германии за указанные годы следующим образом:

На 100 родившихся девочек родилось мальчиков в Германии

Год	Живорожденные	Живорожденные и мертворожденные
1908	105,4	106,1
1909	105,3	105,9
1910	105,3	105,9
1915	105,5	106,0
1916	106,5	107,1
1917	106,9	107,3
1918	107,3	107,7
1919	108,0	108,5
1920	107,2	107,7
1921	107,3	107,8
1922	107,0	107,5
1923	106,8	107,3

В следующей таблице сопоставлены числа для Франции. Данные за 1915—1919 гг. относятся к 77 не занятым неприяте-

---

[1] Впервые опубликовано в Сборнике трудов кафедры организации здравоохранения Ленинградского педиатрического института «Вопросы охраны материнства и детства» (Л., 1946). Печатается с сокращениями. — *Прим. ред.*

[2] См.: *Паевский В. В.* Об изменении полового состава родившихся во время и после войны. — «Бюллетень Петроградского губстатотдела», 1924, № 6.

лем департаментам. Данные за 1920—1923 гг. относятся ко всей Франции, включая Эльзас-Лотарингию.

На 100 родившихся девочек родилось мальчиков во Франции

Год	Живорожденные	Живорожденные и мертворожденные
1908	104,8	106,3
1909	104,4	105,6
1910	104,5	105,5
1915	104,6	105,6
1916	104,9	106,0
1917	104,7	105,9
1918	106,5	107,6
1919	105,9	107,3
1920	106,2	107,2
1921	104,9	106,0
1922	104,9	106,0
1923	105,3	106,3

В следующей таблице сопоставлены числа для Англии и Уэльса. Числа относятся только к родившимся живыми, так как обязательная регистрация мертворожденных введена в Англии лишь с 1927 г.

Число родившихся в Англии и Уэльсе (живорожденные)

Год	На 100 девочек родилось мальчиков
1908	103,6
1909	104,1
1910	104,0
1915	104,0
1916	104,9
1917	104,4
1918	104,8
1919	106,0
1920	105,2
1921	105,1
1922	104,9
1923	104,4

Во всех трех странах отмечается увеличение относительных чисел рождающихся мальчиков (так называемое повышение половой пропорции) в последний год войны и особенно в первые послевоенные годы. В Германии и Англии наибольшее повышение половой пропорции имело место в 1919 г., во Франции — в 1918 г. Необходимо указать, что это повышение не может считаться случайным. Проверка обычными математико-статистическими приемами путем исчисления средних ошибок процентных величин рождающихся мальчиков и средних ошибок разностей этих величин за смежные годы показывает, что отмеченные отклонения не случайны, зависят от действительного изменения вероятности рождений детей мужского пола в отмеченные военные и послевоенные годы в указанных трех странах.

Для России за военные годы не имеется полных данных о половом составе родившихся. Ниже приводятся данные для Москвы и Петрограда—Ленинграда, причем данные относятся только к живорожденным, так как числа мертворожденных за 1917—1922 гг. крайне неполны.

Число родившихся в Москве (живорожденные)

Год	На 100 девочек родилось мальчиков	
1911	105,1	
1912	104,1	
1913	103,8	
1914	105,9	104,7
1915	104,2	
1916	105,6	
1917	106,6	
1918	106,6	106,9
1919	107,8	
1920	104,8	
1921	105,9	
1922	107,6	
1923	107,3	107,4
1924	107,4	
1925	105,4	

Данные для Петербурга—Петрограда—Ленинграда представляются в следующем виде:

Число родившихся в Петербурге—Петрограде—Ленинграде

Год	На 100 девочек родилось мальчиков	
1911	105,9	
1912	103,2	
1913	104,7	
1914	103,5	104,5
1915	104,8	
1916	105,0	
1917	107,3	
1918	105,0	106,3
1919	105,7	
1920	108,1	
1921	108,8	108,2
1922	107,7	
1923	106,4	
1924	104,8	106,1
1925	106,1	

Ввиду относительно небольших чисел в Москве и Ленинграде сравнительно с целыми странами погодные колебания половой пропорции рождающихся в Москве и Ленинграде выражены и в довоенные, и в военные годы в более значительной степени, чем в целых странах, причем отклонения эти для отдельных лет лежат у границы возможной случайности. Однако при суммировании данных за несколько лет получается довольно ясная картина повышения половой пропорции в последние годы мировой и гражданской войн и особенно в послевоенные годы, причем это повыше-

ние, как показывают соответствующие исчисления, не случайного характера. Максимальное повышение половой пропорции приходится в Ленинграде на 1920—1922 гг., в Москве же повышенная половая пропорция отмечается в 1922 г. и для более поздних лет (1922—1924).

Что касается возможных объяснений повышения относительного количества рождающихся мужского пола в результате войн, то здесь необходимо прежде всего вкратце остановиться на господствующей в настоящее время теории происхождения пола и причин колебаний половой пропорции рождающихся.

Согласно этой теории пол плода определяется при зачатии и никакие внешние экзогенные факторы не оказывают влияния на образование пола после оплодотворения. При этом половой состав зачинаемых существенно различен от полового состава рождающихся в смысле гораздо более высокого процента мальчиков среди зачинаемых, чем среди рождающихся. Различия эти обусловливаются внутриутробной смертностью и убылью в форме выкидышей и мертворождений, причем внутриутробная смертность мужских плодов значительно выше смертности женских плодов. Половая пропорция среди выкидышей, не считая ранние выкидыши до III месяца беременности, составляет 160—170 мужских плодов на 100 женских. Вместе с тем перевес мужских плодов среди выкидышей тем выше, чем ближе время зачатия, причем в самые ранние стадии беременности (на I и II месяцах) перевес доходит до 700—800 мужских плодов на 100 женских. Внутриутробная смертность вообще очень высока, особенно в самые ранние периоды беременности, и выкидыши (мимовольные) представляют весьма частое явление, нередко протекая на I и II месяцах беременности незаметно для женщины. Общая частота выкидышей определяется приблизительно в количестве 25—30% всех зачатий.

Путем различных косвенных исчислений, комбинируя все имеющиеся данные о половом составе выкидышей в отдельные месяцы беременности и частоту выкидышей, половую пропорцию при зачатии определяют в 125—130 мальчиков на 100 девочек. Таким образом, половой состав рождающихся зависит от полового состава зачинаемых и от степени убыли в форме выкидышей за время от зачатия до той стадии развития, когда плод появляется на свет. Отсюда следует, что изменения в половом составе рождающихся обусловливаются преимущественно изменениями в величине внутриутробной смертности, большей или меньшей частотой выкидышей, главным образом ранних и мимовольных. Чем выше внутриутробная смертность, тем меньше пропорция рождающихся мальчиков, и наоборот. Отмечено также, что ранняя внутриутробная смертность тем выше, чем чаще зачатия. В связи с этим обычно половая пропорция выше у первородящих и второродящих, чем при дальнейших повторных родах.

Исходя из этой теории повышение процента рождающихся мальчиков в результате длительных войн объясняют длительным отрывом мужского населения от семьи и происходящим в связи с

этим понижением количества зачатий и увеличением промежутка времени между зачатиями. Благодаря этому уменьшаются внутриутробная смертность и количество выкидышей и соответственно повышается процент рождающихся мальчиков. Факторы эти оказывают свое влияние и в первые послевоенные годы в связи с бывшим во время войны отдыхом женского организма от частых зачатий. Вместе с тем послевоенное увеличение процента мужских рождений частично может зависеть также от обычного послевоенного повышения брачности и повышения количества первородящих с пониженной внутриутробной смертностью зачатых плодов и соответственно повышенным процентом рождающихся мальчиков. В Петрограде — Ленинграде, например, половая пропорция при первых, вторых и прочих родах и процент перво- и второродящих в 1906—1909 гг. и в годы наибольшего послевоенного повышения половой пропорции (1920—1922) выражаются следующими числами:

Число родившихся мальчиков на 100 девочек (живорожденных)

	1906–1909 гг.	1920–1922 гг.
У первородящих . .	105,6	108,8
У второродящих . .	106,1	109,6
У прочих	103,5	105,3

Процент первородящих, второродящих и прочих к общему итогу разрешившихся

	1906–1909 гг.	1920–1922 гг.
Первородящие	26,4	49,0
Второродящие	19,1	20,7
Прочие	54,5	30,3
Итого	100,0	100,0

Для второй мировой войны было бы преждевременно делать какие-либо выводы, тем более что и данных о половом составе родившихся в воевавших странах пока почти не имеется. Представляет все же некоторый своеобразный интерес сопоставить имеющиеся данные для Ленинграда за период блокады и в послеблокадный период.

На 100 родившихся девочек родилось мальчиков в Ленинграде

Год	Живорожденные	Живорожденные и мертворожденные
1940	104,4	105,0
1941	105,8	106,1
1942	101,3	102,0
1943	105,4	105,4
1944	107,4	107,7
1945	109,1	109,6

В 1942 г., на второй год войны, относительное число родившихся мальчиков в Ленинграде не только не увеличилось, но весьма резко понизилось, причем это понижение с высокой степенью вероятности не случайного характера. Разность процента родившихся

мальчиков в 1942 и 1941 гг. (среди всех родившихся, включая мертворожденных) превышает свою среднюю ошибку более чем в 2 раза (1,0±0,484).

С точки зрения указанной выше теории явление это можно было бы объяснить значительно повышенной в исключительно тяжелом 1942 г. внутриутробной смертностью и учащением ранних выкидышей. Возможно, однако, что явление это обусловлено также крайне повышенной в Ленинграде в 1942 г. частотой преждевременных родов. Дело в том, что среди преждевременно родившихся преобладают не мальчики, а девочки. На этот факт до сего времени обращено мало внимания, и в распространенных учебниках по акушерству и педиатрии об этом даже не упоминается. В книге проф. Пайпера (Peiper) вскользь указано, что «по-видимому, среди незрелых преобладают девочки», и приводятся данные трех авторов, основанные на очень малых числах. Имеющиеся для Ленинграда массовые материалы родильных учреждений показывают для 1933—1939 гг. такие соотношения родившихся живыми мальчиков и девочек при преждевременных родах (одноплодных):

Число родившихся при преждевременных одноплодных родах в Ленинграде (живорожденные)

Год	Мальчики	Девочки
1933	1 578	1 623
1934	2 280	2 384
1935	2 400	2 659
1936	2 275	2 489
1937	3 399	3 604
1938	2 693	2 774
1939	2 498	2 703
Итого	17 123	18 236

Во все годы число родившихся девочек среди недоношенных превышает число родившихся мальчиков. Суммарно за 1933 — 1939 гг. на 100 девочек родилось 93,9 мальчиков или на 100 мальчиков родилось 106,5 девочек. Ни в одной работе, специально посвященной вопросу о происхождении пола и причинам колебания половой пропорции, об этом заслуживающем полного внимания явлении даже не говорилось.

С точки зрения господствующей теории преобладание девочек среди недоношенных трудно поддается объяснению. Во всяком случае этот вопрос подлежит более подробному изучению с распределением недоношенных по группам веса при рождении и срокам преждевременного прекращения беременности.

Что касается 1944 и 1945 гг., то в этот период половая пропорция обнаруживает значительную тенденцию к повышению. Разность процента родившихся мальчиков в 1940 и 1945 гг. превышает свою среднюю ошибку более чем в 3 раза (1,1±0,305), что с высокой степенью вероятности свидетельствует о влиянии войны на повышение пропорции мужских рождений.

ВОЙНА И ТУБЕРКУЛЕЗ [1]

До войны смертность от туберкулеза в большинстве европейских стран понижалась. Причины понижения туберкулезной смертности связаны с рядом экономических и санитарных факторов. В начальной стадии развития промышленности и образования крупных городов сельское население, сосредоточиваясь в городах, усиленно поражалось туберкулезом и умирало. В дальнейшем развитие врожденного и приобретенного туберкулезного иммунитета у населения привело к понижению смертности от туберкулеза. Большое значение среди причин падения смертности от туберкулеза имело прогрессировавшее во всех культурных странах улучшение санитарных условий жизни населения, а также санитарной обстановки условий профессионального труда. Нельзя отрицать и значения специальных противотуберкулезных мероприятий. Однако не следует переоценивать их роль в падении смертности от туберкулеза, так как это падение началось еще до проведения противотуберкулезных мероприятий и раньше открытия туберкулезной палочки.

Война[2] коренным образом изменила обычные условия жизни воюющих стран. Усилившееся передвижение и переселение, массовый прилив в города подростков и женщин и привлечение их к фабрично-заводскому труду, удорожание жизни, ухудшение жилищных условий и питания, тяжелые психические переживания — все это не могло не отразиться на размерах смертности от туберкулеза.

За время войны смертность от туберкулеза в воюющих государствах стала повышаться. Повышение это коснулось как гражданского населения, так и воинских масс, и одинаково выражено у мужчин и женщин.

Статистические данные о смертности от туберкулеза за время войны скудны и отрывочны. Однако сопоставление их все же представляет известный интерес.

В Англии смертность от легочной бугорчатки за последние 50 лет выражалась в следующих цифрах:

В среднем за годы	Число умерших, человек	На 100 000 жителей
1866—1870	53 736	245
1876—1880	51 091	204
1886—1890	46 032	164
1895—1900	41 725	132
1906—1910	38 811	111
1912	37 260	102
1913	36 195	99
1914	37 826	102
1915	40 782	115
1916	40 675	114

[1] Впервые опубликовано в журнале «Общественный врач» (1918, № 15—16). Печатается с сокращениями. — *Прим. ред.*

[2] Речь идет о первой мировой войне. — *Прим. ред.*

Смертность от туберкулеза в Англии, до войны неуклонно понижавшаяся, уже с первого года войны стала повышаться и в 1915—1916 гг. достигла чисел, не наблюдавшихся там в течение последних 10 лет. Приведенные числа относятся к гражданскому населению, однако, известно, что заболеваемость туберкулезом в действующей армии выше, чем в мирное время.

Значительно возросла за время войны смертность от туберкулеза в Австрии. В Вене, например, смертность от легочной бугорчатки представлялась в следующем виде:

В среднем за годы	Число умерших, человек	На 100 000 жителей
1905—1907	5 844	305
1908—1910	5 472	272
1911—1913	5 092	243
1914	4 950	230
1915	5 595	280
1916	6 312	315

При этом отмечается значительное учащение скоротечных форм чахотки, кишечных осложнений, первичного кровохаркания; участились туберкулезные поражения суставов. Туберкулезная заболеваемость и смертность в Австрии повысилась как среди войск, так и среди гражданского населения. По мнению австрийских клиницистов, повышение это зависит не столько от большой частоты заболеваний туберкулезом здоровых людей, сколько от более частого, чем до войны, перехода латентных форм туберкулеза в активные. Усилилась туберкулезная смертность также и в Германии.

В России в отдельных крупнейших городских центрах (Петроград, Москва) смертность от туберкулеза до войны понижалась, хотя в России в целом заболеваемость туберкулезом возрастала. Война, как и везде, не только приостановила падение смертности от туберкулеза в указанных городах, но привела к ее повышению, как это видно из следующих данных по Петрограду:

В среднем за годы	Число умерших, человек	На 100 000 жителей
1895—1898	3 895	352
1899—1903	4 015	317
1904—1908	4 467	308
1909—1913	4 721	290
1914	5 197	298
1915	5 691	303
1916	6 085	308

Значительно увеличилась во время войны заболеваемость туберкулезом и в русской армии. На 1000 человек списочного состава армии заболело легочной бугорчаткой:

1903—1907 гг. . .	2,7
1908—1912 гг. . .	2,4
1915 г. . . .	3,5
1916 г. . . .	3,6

Какие размеры может принять смертность от туберкулеза в условиях военного времени и военной оккупации, видно из следующих данных, относящихся к европейскому населению Вильно.

На 100 000 населения Вильно умерло от легочной бугорчатки:

1909—1913 гг. . .	164
1915 г. . . .	205
1916 г. . . .	347
1917 г. . . .	1 266

Цифры эти вместе с тем являются иллюстрацией жизненных условий населения при немецкой оккупации.

МАТЕРИАЛЫ ПО СТАТИСТИКЕ ТРАВМАТИЗМА, БОЛЕЗНЕННОСТИ И ИНВАЛИДНОСТИ В ВОЙНУ 1914—1917 гг.[1]

Материалом для настоящего очерка послужили поступившие в статистический отдел индивидуальные регистрационные карточки раненых и больных воинов, пользованных в лазаретах П.Г.К.В.С.Г.[2]. Форма карточек была выработана Центральным Комитетом Союза Городов, причем были приняты во внимание требования в этом отношении военного ведомства и Красного Креста.

Карточные материалы о раненых и больных, пользованных в лазаретах в течение 1914—1916 гг., в целях получения более массивных данных и выводов общего медико-статистического значения сведены не по отдельным лазаретам, а в общие таблицы для всех лазаретов.

Кроме того, произведены отдельная общая сводка данных по всем лазаретам о множественных ранениях для уяснения наиболее частых комбинаций в этом отношении и общая сводка данных об инвалидах (уволенных от службы вследствие ранения или болезни). В этой последней сводке, помимо причин инвалидности, было признано желательным учесть и все имеющиеся на карточках данные общедемографического значения, чтобы получить хотя бы некоторый материал для характеристики в этом отношении военно-увечных.

Общее количество разработанного карточного материала видно из данных на с. 227.

Классификация и номенклатура повреждений и болезней, по которым произведены сводки, были составлены специально образованной комиссией. Классификация эта отличается чрезмерной

---

[1] Работа опубликована в кн.: Труды Комиссии по обследованию санитарных последствий войны 1914—1920 гг. Под ред. М. М. Грана, П. И. Куркина и П. А. Кувшинникова. М., 1923, с. 179—203. Печатается с сокращениями. — *Прим. ред.*

[2] Петроградский Городской Комитет Всероссийского Союза Городов. — *Прим. ред.*

	Количество карточек
Сводные таблицы по всем лазаретам . . .	173 949
Сводные таблицы о множественных ранениях .	15 597
Сводные таблицы об инвалидах	28 526
Таблицы для отдельных лазаретов:	
4	4 219
6	5 592
143	3 806
144	11 663
237	18 807
193	4 314
Физиотерапевт. инст	3 366
Итого	269 839

дробностью, не соответствующей качеству материала, и на практике оказалась вообще не очень удачной.

В целях очистки материала от дубликатов для сводки были отобраны карточки лишь с окончательными данными об исходе ранения или болезни, т. е. карточки выздоровевших, умерших, уволенных в неспособные, уволенных в отпуск и т. п. Из карточек на переведенных взяты лишь карточки переведенных в лечебные заведения, не находившихся в ведении П.Г.К.В.С.Г.; карточки на переведенных в лечебные заведения П.Г.К.В.С.Г. были устранены. Наряду с этим была произведена и частичная раскладка карточек по алфавиту для выделения раненых и больных, уволенных в краткосрочные отпуска и вновь поступивших в лазареты П.Г.К.В.С.Г. для долечивания или переосвидетельствования. Во всех случаях, где это представлялось возможным, такие больные или раненые были вносимы в таблицы однократно в соответствии с тем или иным окончательным исходом, отмеченным при их выбытии после повторного поступления.

Данные о раненых и больных сведены в отдельные таблицы, при этом раненые, страдавшие одновременно той или иной болезнью, вносились в таблицы о раненых по всем рубрикам этих таблиц. Для характеристики состава их заболеваемости в последнем вертикальном столбце таблицы о больных внесены соответствующие цифры для отдельных болезней под рубрикой «сверх того одновременно раненых». В таблицы о раненых внесены только травматические и иные повреждения, полученные в боях, случайные повреждения внесены в таблицы для больных.

Общее число прошедших через лазареты П.Г.К.В.С Г. в 1914—1916 гг. раненых и больных воинов, данные о которых вошли в сводку, составило 173 949, в том числе раненых — 103 194, или 59,3%, и больных — 70 755, или 40,7%. В количественном отношении представляемый материал является наиболее значительным из аналогичных материалов последней войны, опубликованных до сего времени отдельными военно-общественными организациями.

Анатомическая локализация и характер повреждений

В нижеприведенной таблице сопоставлены данные об анатомической локализации ранений у пользованных в лазаретах П.Г.К.В.С.Г.

Таблица 1

Место ранения	Количество повреждений	Процент к общему итогу
Голова (череп, лицо)	8 773	8,5
Шея	612	0,6
Грудная клетка	2 841	2,8
Спина и позвоночник	2 223	2,2
Область живота и таза	3 943	3,8
Половые органы	159	0,2
Верхняя конечность	29 898	29,0
в том числе:		
плечо	7 109	6,9
предплечье	5 222	5,1
кисть	5 162	5,0
пальцы	8 517	8,2
верхняя конечность (без указания локализации)	3 888	3,8
Нижняя конечность	32 637	31,6
в том числе:		
бедро	13 009	12,6
голень и колено	11 246	10,9
ступня и пальцы	4 731	4,6
нижняя конечность (без указания локализации)	3 651	3,5
Прочие повреждения и повреждения с неуказанной локализацией	5 076	4,9
Ранения с множественной локализацией	15 597	15,1
Отравления удушливыми газами	1 435	1,3
Итого	103 194	100,0

Как видно из табл. 1, наибольшее число повреждений, по материалам П.Г.К.В.С.Г., приходится на нижние конечности (31,6%); далее в нисходящем порядке следуют: верхние конечности (29,0%), область головы и шеи (9,1%), грудной клетки и спины (5,0%) и область живота и таза (3,8%). Весьма высок процент ранений с множественной локализацией (15,1%).

В области нижних конечностей наибольшее число повреждений относится к области бедра (12,6% всех повреждений вообще), 10,9% приходится на голень и колено, а 4,6% — на ступню и пальцы. В области верхних конечностей наибольшее число повреждений касается кисти и пальцев (13,2%), 6,9% приходится на область плеча и ключицы, а 5,1% — на область предплечья.

Отмеченная уже в военно-статистической литературе неравномерность в поражаемости конечностей на правой и левой стороне

тела подтверждается и в данных П.Г.К.В.С.Г. В следующей таблице сопоставлены соответствующие цифры наряду с цифрами других военно-общественных организаций (на 100 ранений правой части приходится ранений левой части):

Таблица 2

Место ранения	П.Г.К.В.С.Г.	Московское земство	Петроградское земство	Пермское земство	Калужское земство
			Верхняя конечность		
Область плеча и ключицы	91	93	87	101	80
Область предплечья и локтя	147	175	151	145	137
Область кисти рук и пальцев	128	138	134	114	84
			Нижняя конечность		
Область бедра	96	115	88	103	82
Область колена и голени	130	150	128	116	122
Область ступни и пальцев	126	145	132	116	132

Приведенные данные о большей повреждаемости левой стороны по сравнению с правой достаточно однородны и могут быть признаны соответствующими реальными отношениями, за исключением только области бедра, где цифры противоречивы. Области предплечья, кисти, голени и ступни поражаются чаще на левой стороне, а в области плеча и ключицы отмечается некоторый перевес в частоте повреждений на правой стороне. Факт этот может быть поставлен в связь с механизмом боевых движений, совершаемых на полях сражений. Устойчивый упор для всего тела в его стремлении вперед дается выдвинутой левой нижней конечностью, последняя увлекает за собой несколько вперед также левую половину корпуса и руку. Этот упор на левую ногу — обычное положение, которым достигается свобода движений правой руки, наиболее активной и действенной не только в боевой, но и в мирной обстановке. Правая половина корпуса при этом, естественно, отводится несколько назад; правое плечо фиксировано и приподнято как опора для активного действия правой рукой. Благодаря этому и создается большая опасность для встречных повреждений правого плеча и обеих конечностей на левой стороне.

Далее сопоставлены данные о топографии множественных повреждений.

Как видно из табл. 3, в лазаретах П.Г.К.В.С.Г. наиболее часто встречались комбинированные повреждения верхней и нижней конечностей, повреждения обеих нижних конечностей и множественные повреждения нижней же конечности; далее следуют комбинированные повреждения головы и верхней конечности, верхней конечности и области груди, нижней конечности и области головы, а также нижней конечности и области груди. Наиболее редко встречались комбинированные поражения головы и области живота, а также области живота и таза. Раненые этой группы как крайне тяжелые попадали в петроградские лазареты лишь в иск-

лючительных случаях, но задерживались в лечебных заведениях, более близких к театру военных действий, или же погибали на поле сражения.

Данные о локализации повреждений у раненых даже при исчерпывающей их полноте в отношении всех раненых за время той или другой войны лишь в весьма ограниченных размерах отражают действительную повреждаемость отдельных частей тела при сражениях, ибо обычно не включают смертельных, наиболее опасных повреждений (головы, живота, груди), касающихся убитых, т. е. раненых и погибших на поле сражения и в ближайшее время. Частичные военные материалы о локализации ранений еще в меньшей степени можно считать характеризующими действительную повреждаемость отдельных участков тела; количественная неполнота здесь неизбежна и в силу различных военных условий сопровождается односторонним качественным подбором случаев в зависимости от условий эвакуации, транспортировки, близости линии фронта и т. п.

Таблица 3

Пораженные части тела	Количество повреждений	Процент к общему итогу
Верхняя и нижняя конечности	2 785	16,0
Множественные повреждения нижней конечности	2 136	12,3
Обе нижние конечности	1 626	9,3
Голова и верхняя конечность	1 342	7,7
Грудь и верхняя конечность	1 306	7,5
Множественные повреждения верхних конечностей	956	5,5
Голова и нижняя конечность	923	5,3
Грудь и нижняя конечность	857	4,9
Все прочие повреждения	5 499	31,5
Итого	17 430	100,0

Сопоставление данных о топографии и характере повреждений по материалам П.Г.К.В.С.Г. с данными, относящимися к предыдущим войнам, имеет поэтому весьма ограниченное значение в смысле возможности выяснения влияния особенностей последней войны на характер ранений.

Некоторые сопоставления в этом отношении все же не лишены известного интереса.

В следующей таблице приведены в относительных величинах данные о локализации повреждений по лазаретным данным П.Г.К.В.С.Г. и данные, относящиеся к русской армии за время войны с Японией. Следует отметить, что в этих последних материалах данные о ранениях с множественной локализацией не выделены в особую группу, но разнесены по топографическим группам, руководствуясь или тяжестью ранения, или важностью раненого органа. Для лучшей сравнимости данные П.Г.К.В.С.Г. приведены также без группы множественных ранений.

Особенностями материалов П.Г.К.В.С.Г. является преобладание

Таблица 4

Место ранения	Отношение к сумме, принятой за 100: Материалы русской армии за время русско-японской войны	Материалы П.Г.К.В.С.Г.
Голова (череп, лицо, шея)	15,1	11,6
Грудь и спина	13,8	6,3
Живот и таз	3,7	4,9
Верхняя конечность	37,6	36,9
Нижняя конечность	29,8	40,3
Итого	100,0	100,0

ранений нижних конечностей над ранениями верхних конечностей и значительно меньшая величина для ранений области головы и груди. Ранения в области живота и таза представлены в относительно большем числе, чем в данных русско-японской войны. По изложенным выше основаниям не представляется возможным распространять данные петроградских лазаретов на фактическую сравнительную повреждаемость отдельных частей тела в последнюю войну и объяснять приведенные в таблице различия особенностями и отличиями в способах ведения войны и т. п. То, что меньший процент тяжелых ранений в голову и грудь в петроградских лазаретах зависит от частичности материала и не вполне характерен для последней войны, усматривается и из имеющихся материалов последней войны, носящих исчерпывающий характер. Из таких материалов пока имеются (по крайней мере проникли в Россию) данные о ранениях в итальянской армии за апрель 1915 г. по 1 июля 1916 г.

Ниже сопоставлены данные о локализации повреждений в русско-японскую войну, данные петроградских лазаретов о последней войне и данные о ранениях в итальянской армии за вышеуказанное время.

Из табл. 5 видно, что процент более тяжелых ранений в итальянской армии (в голову и живот), в особенности во втором периоде последней войны, был значительно выше, чем в русско-японскую войну. Тяжелые повреждения в лазаретах П.Г.К.В.С.Г. представлены сравнительно в гораздо меньшем количестве, чем это соответствует реальным отношениям, выявившимся за последнюю войну.

Известный интерес в смысле характеристики состава раненых в лазаретах отдельных военно-общественных организаций представляет сопоставление данных по топографии повреждений согласно опубликованным этими организациями материалам. Данные эти представлены в табл. 6.

Приведенные данные не вполне сравнимы ввиду различия способов группировки и классификации, например, в отношении множественных ранений, случайных повреждений небоевого происхождения, ранений тазовой области, спины и т. д. Достаточно характерным для петроградских лазаретов является лишь преобладание ранений нижних конечностей над ранениями верхних конечностей, тогда как во всех остальных лазаретах, наоборот, поражения

Таблица 5

Отношение к сумме, принятой за 100

Место ранения	Русско-японская война 1904—1905 гг.	Итальянская армия		Лазареты П.Г.К.В.С.Г.
		с апреля 1915 г. по 1 января 1916 г.	с 1 января 1916 г. по июль 1916 г.	
Голова (череп, лицо, шея)	15,1	18,4	21,9	11,6
Грудь и спина	13,8	11,0	12,9	6,3
Живот и таз	3,7	6,4	8,8	4,9
Верхняя конечность	37,6	34,7	25,7	36,9
Нижняя конечность	29,8	29,5	28,9	40,3
Итого	100,0	100,0	100,0	100,0

Таблица 6

Отношение к сумме, принятой за 100

Место ранения	П.Г.К.В.С.Г.	Московское земство	Петроградское земство	Пермское земство	Петроградское 1914—1916 гг.	Одес. К-т С.Г. 1916—1917 гг.
Голова (череп, лицо, шея)	9,2	6,4	9,6	10,4	9,9	12,4
Грудь и спина	5,1	8,7	9,5	5,8	7,5	6,5
Живот и таз	3,9	1,2	2,6	0,5	2,9	3,5
Верхняя конечность	29,4	55,8	52,2	53,6	53,3	38,2
Нижняя конечность	32,0	24,8	24,4	15,5	16,7	24,8
Ранения со множественной локализацией	15,2	—	—	10,2	7,0	11,5
Прочие и не показано	5,2	3,1	1,7	4,0	2,7	3,1
Итого	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

верхних конечностей резко преобладали над поражениями нижних конечностей. Принимая во внимание большую в общем сложность и тяжесть ранений нижних конечностей, можно считать, что в этом отношении в петроградских лазаретах преобладали более тяжелораненые, чем в остальных указанных лазаретах, отдаленных от эвакуационного центра.

По своему происхождению повреждения у пользованных в лазаретах П.Г.К.В.С.Г. распределялись следующим образом (табл. 7).

Преобладающее число повреждений (85,1%) относится к огнестрельным ранениям, 7,8% приходится на контузии, 1,3% — на отравление удушливыми газами. Крайне мал процент ранений холодным оружием — 0,3. Из огнестрельных ранений 43,8% приходится на пулевые ранения, 20,6% — на ранения артиллерийским огнем, 12,9% — на прочие огнестрельные ранения (ручные бомбы, минометы, огнеметы и т. п.) и в 22,7% род огнестрельного оружия не указан.

Таблица 7

	Количество повреждений	Процент к общему итогу
Пулевые ранения	38 459	37,3
Ранения осколками снарядов и шрапнельные	18 087	17,5
Прочие огнестрельные ранения	11 336	11,0
Вид огнестрельного оружия не указан	19 924	19,3
Всего огнестрельных ранений	**87 806**	**85,1**
Контузии	8 032	7,8
Ранения холодным оружием	260	0,3
Прочие причины	2 352	2,3
Не указано	3 309	3,2
Отравление удушливыми газами	1 435	1,3
Итого	103 194	100,0

По сравнению с данными других военно-общественных организаций в лазаретах П.Г.К.В.С.Г. отмечается высокий процент огнестрельных ранений новейшими орудиями истребления (ручные бомбы, минометы, огнеметы и т. п.), а также сравнительно высокий процент ранений артиллерийским огнем. Соотношения ранений ружейным и артиллерийским огнем в различных материалах видны из следующих данных:

Таблица 8

	Процент раненых	
	артиллерийским огнем	ружейным огнем
П.Г.К.В.С.Г.	32,0	68,0
Московское земство	12,4	87,6
Пермское земство	18,7	81,3
Калужское земство	17,3	82,7
Петроградский обл. К-т С. Г. (1914—1916 гг.)	25,6	74,4

В следующей таблице приведены данные о причинах ранений, относящихся к русско-японской войне и к итальянской армии в последнюю войну, в сопоставлении с данными П.Г.К.В.С.Г. Случаи с неуказанной причиной исключены. Ввиду того, что в данных об итальянской армии ранения ручными бомбами, минометами соединены вместе с артиллерийскими ранениями, аналогично перечислены и данные П.Г.К.В.С.Г.

В связи с широким применением в последнюю войну всевозможных артиллерийских орудий истребления ранения этими ору-

Таблица 9

Отношение к сумме, принятой за 100

	Русско-японская война	Итальянская армия	П.Г.К.В.С.Г.
Ранения артиллерийским огнем	20,9	54,7	42,3
Ранения ружейным огнем	77,0	39,2	55,3
Ранения холодным оружием	2,1	0,5	0,4
Отравление удушливыми газами	—	5,6	2,0
Итого	100,0	100,0	100,0

диями в эту войну, по-видимому, преобладали над ранениями ружейным огнем, как видно из сравнительных данных. Из той же табл. 9 видно, что материалы П.Г.К.В.С.Г. достаточно отражают это видоизменение отношений по сравнению с данными русско-японской войны.

Анатомическая локализация повреждений существенно различается в связи с их происхождением от ружейного и артиллерийского огня и от контузии, как это видно из следующей таблицы:

Таблица 10

Процент ранений к общему числу раненых и контуженных каждой категории

Место повреждения	Ранения		
	артиллерийским огнем	ружейным огнем	контузии
Голова (череп, лицо, шея)	13,5	6,5	61,5
Грудь и спина	6,5	5,7	9,0
Живот и таз	5,5	4,6	3,3
Верхняя конечность	32,8	41,8	5,5
Нижняя конечность	41,7	41,4	20,7
Итого	100,0	100,0	100,0

Среди раненых артиллерийским огнем отмечается вдвое больший процент ранений в голову, чем среди раненых ружейным огнем, процент ранений нижних конечностей среди раненых артиллерийским огнем значительно выше процента ранений верхних конечностей; наоборот, у раненых ружейным огнем процент ранений верхних конечностей несколько превышает процент ранений нижних конечностей. Большее сравнительно с лечебными учреждениями других общественных организаций количество раненых артиллерийским огнем в лазаретах П.Г.К.В.С.Г. отчасти и обусловливает отмеченное выше преобладание в лазаретах П.Г.К.В.С.Г.

раненых с повреждениями нижних конечностей в противоположность наблюдениям других лазаретов, где всюду преобладали повреждения верхних конечностей. Среди контуженных резко преобладают (61,5%) контузии головы. Второе место занимают контузии в области нижних конечностей и наименьшей величины составляют контузии верхних конечностей и области живота.

По патологическому характеру преобладающее большинство ранений у пользованных в лазаретах П.Г.К.В.С.Г. относится к ранениям тяжелого типа с повреждением костей, суставов, сосудов, нервов и внутренних органов. Количество поверхностных ранений и ранений мягких частей было невелико, как видно из табл. 11.

Таблица 11

Место ранения	Процент поверхностных ранений	Процент ранений с повреждениями костей, суставов, сосудов, нервов и внутренних органов
Голова и лицо	16,1	83,9
Шея	19,3	80,7
Грудь и спина	6,6	93,4
Живот и таз	16,8	83,2
Верхняя конечность	4,4	95,6
Нижняя конечность	3,7	96,3

Из 103 194 раненых, пользованных в лазаретах П.Г.К.В.С.Г., 2340, или 2,3%, наблюдались различные осложнения, развившиеся или во время пребывания в лазаретах, или имевшиеся уже при поступлении. По сравнительной частоте эти осложнения распределяются следующим образом:

Таблица 12

	Количество осложнений	Процент к общему итогу
Рожа	646	27,6
Флегмона	440	18,8
Септицемия и пиэмия	294	12,6
Гнойно-воспалительные процессы легких и плевры	186	7,9
Столбняк	158	6,8
Аневризмы сосудов	129	5,5
Гангрена	74	3,1
Прочие осложнения	413	17,6
Итого	2340	100,0

Частота осложнений, вызываемых общим сепсисом и столбняком, существенно различалась в зависимости от локализации ранений.

Таблица 13

Отношение на 1000 случаев с данной локализацией

Место ранения	Общий сепсис	Столбняк
Голова и лицо	1,5	0,5
Шея	3,3	—
Грудь и спина	3,8	1,1
Живот и таз	8,8	2,2
Верхняя конечность	0,9	0,8
Нижняя конечность	4,1	2,6
Множественные ранения	6,5	3,3

Осложнения сепсисом наиболее часто наблюдались при ранениях живота и таза и при множественных повреждениях, осложнения столбняком — при множественных ранениях и ранениях нижних конечностей.

Из 103 194 раненых у 16 620, или 16,1%, отмечены при поступлении или при выписке различные последовательные патологические состояния, по сравнительной частоте распределяющиеся следующим образом:

Таблица 14

	Число раненых с патологическим состоянием, человек	Процент к общему итогу
Ампутирование и т. п.	5 049	30,4
Параличи, парезы, атрофии	2 453	14,7
Травматический невроз	1 978	11,9
Ограничение подвижности	1 804	10,9
Анкилозы, контрактуры	1 357	8,2
Укорочение конечностей	1 240	4,5
Слепота на один глаз	876	5,3
Свищи	242	1,5
Общие расстройства нервной системы	200	1,2
Слепота на оба глаза	200	1,2
Глухота	147	0,9
Костные дефекты	89	0,5
Выпадение внутренних органов	17	0,1
Прочие	968	5,7
Итого	16 620	100,0

Болезненность

Пользованные в лазаретах П.Г.К.В.С.Г. больные воины распределялись следующим образом по группам болезней (Пироговская классификация и номенклатура):

		Число больных воинов, человек	Процент к общему итогу
Кл. I	Болезни инфекционные эпидемические и неэпидемические	16 050	22,7
Кл. XII	Болезни органов дыхания	8 379	11,8
Кл. XIII	Болезни органов пищеварения	6 317	8,9
Кл. VIII	Общее расстройство питания	6 283	8,9
Кл. III—VI	Болезни от внешних воздействий и ядов	4 617	6,5
Кл. XIX	Болезни костей, суставов и мышц	4 484	6,3
Кл. X	Болезни нервные и душевные	4 226	6,0
Кл. XX	Болезни кожи и подкожной клетчатки	3 548	5,0
Кл. XVIII	Болезни органов слуха	2 985	4,2
Кл. XVI	Болезни органов зрения	2 922	4,1
Кл. XI	Болезни кровеносной и лимфатической систем	2 384	3,4
Кл. XII—XV	Болезни мочеполовых органов	1 788	2,5
Прочие		6 772	9,7
Итого		70 755	100,0

В целях некоторого освещения особенностей в составе болезненности пользованных в петроградских лазаретах больных воинов ниже сопоставлены проценты величины состава их болезненности с аналогичными величинами для мужского населения приблизительно одинакового возрастного состава (20—39 лет) в Московской губернии (данные 1898—1902 гг.) (табл. 15).

Из приведенных данных видны существенные различия в составе заболеваемости воинских чинов и одновозрастного мужского населения. В составе заболеваемости воинов сравнительно с гражданским населением гораздо более высокий процент приходится на заразные заболевания, общие расстройства питания, нервные и душевные болезни, болезни органов слуха, болезни кровеносной системы и мочеполовых органов. Наоборот, относительно меньше представлены болезни органов пищеварения, болезни от внешних воздействий (в таблицу заболеваемости воинов входят только случайные повреждения небоевого происхождения) и болезни кожи и подкожной клетчатки.

Из числа 16 050 заразных болезней воинских чинов, пользованных в петроградских лазаретах 6734, или 42%, приходится на бо-

Таблица 15

Отношение к сумме, принятой за 100

	Петроградские лазареты	Мужское население Московской губернии в возрасте 20–39 лет
Болезни инфекционные	22,7	14,0
Болезни органов дыхания	11,8	11,2
Болезни органов пищеварения	8,9	20,4
Общее расстройство питания	8,9	0,8
Болезни от внешних воздействий	6,5	13,5
Болезни костей, суставов и мышц	6,3	8,3
Болезни нервные и душевные	6,0	3,0
Болезни кожи и подкожной клетчатки	5,0	10,0
Болезни органов слуха	4,2	0,2
Болезни органов зрения	4,1	5,2
Болезни кровеносной и лимфатической систем	3,4	1,2
Болезни мочеполовых органов	2,5	0,9
Прочие	9,7	10,4
Итого	100,0	100,0

лезни заразно-эпидемические, 7928, или 49%,—на болезни заразные неэпидемические и 1388, или 9%,—на прочие заразные болезни.

В группе заразных эпидемических болезней наибольшие числа относятся к возвратному тифу, брюшному тифу, гриппу и дизентерии и наименьшие — к дифтерии и холере, как это видно из следующей таблицы:

	Число пользованных
Возвратный тиф	2 255
Брюшной тиф	1 190
Грипп	881
Дизентерия	765
Заушница	632
Ангина	312
Скарлатина	229
Корь	161
Неопределенный тиф	151
Сыпной тиф	60
Оспа	39
Дифтерия	31
Холера	18
Прочие болезни	10
Итого	6 734

В группе 7928 заразных неэпидемических болезней 4572, или 58%, приходится на бугорчатку (все формы), 774, или 10%,—на сифилис, 1017, или 13%,—на перелой и мягкий шанкр и 1565, или 19%,—на рожу.

В числе 6283 больных общими расстройствами питания и обмена веществ 5082, или 81%, были больны цынгой.

Заразные болезни эпидемического характера по отдельным возрастным группам дают наибольшие величины в более молодом возрасте и величины эти с повышением возраста довольно правильно понижаются.

Неэпидемические заразные болезни в составе болезненности отдельных возрастных групп колеблются сравнительно мало и указанной правильности не обнаруживают:

Из 100 больных данной возрастной группы было больных:		
в возрасте, лет	заразными эпидемическими болезнями	заразными неэпидемическими болезнями
До 20	16,4	10,9
20—24	11,6	11,5
25—29	7,9	12,8
30—34	6,0	11,3
35—39	5,4	8,9
40 и старше	4,7	9,1

Следует отметить различия возрастного состава больных и раненых воинских чинов, пользованных в петроградских лазаретах:

Из 100 пользованных данной категории было:		
в возрасте, лет	больных	раненых
До 20	18,2	11,7
21—24	25,4	30,6
25—29	22,4	26,6
30—34	15,9	17,9
35—39	12,4	10,9
40 и старше	5,7	2,3
Итого	100,0	100,0

Возрастной состав раненых, вероятно, близко соответствует возрастному составу воинских чинов в минувшую войну. Отклонения в возрастном составе больных можно поэтому рассматривать с большей, конечно, осторожностью как показатели большей и меньшей заболеваемости отдельных возрастных групп в условиях военного времени. Как видно из приведенных данных, существенные отклонения в отношении преобладания в составе больных по сравнению с ранеными обнаруживает самая старшая возрастная группа (40 лет и старше), с одной стороны, а с другой — наиболее молодая возрастная группа (моложе 20 лет). Можно предполагать, что обе эти крайние возрастные группы тяжелее реагируют на условия военно-походной жизни, чем группы промежуточных возрастов: более молодая — благодаря содержанию в ней значительного числа невозмужалых и несформировавшихся организмов, и старшая — по аналогичным причинам пониженной сопротивляемости организма в указанном возрасте по сравнению с молодым рабочим возрастом.

Исходы повреждений и заболеваний

Данные об исходах ранений и заболеваний у пользованных (выбывших) в петроградских лазаретах представлены в следующей таблице:

Таблица 16

Из числа выбывших	Число раненых		Число больных	
	человек	%	человек	%
Выбыло в строй	8 678	8,4	11 911	16,8
Перечислено на нестроевые должности	1 986	1,9	594	0,8
В команду выздоравливающих	13 872	13,4	8 151	11,5
Отправленные на испытание	408	0,4	531	0,8
Переведенные в другие лечебные заведения	8 146	7,9	6 523	9,3
Направленные в санатории и курорты	2 360	2,3	4 223	6,0
Уволено в отпуск	28 042	27,2	20 673	29,2
Уволено вовсе от службы	26 002	25,2	10 557	14,9
Умерло	1 492	1,4	2 010	2,8
Исход не указан	12 208	11,9	5 579	7,9
Итого	103 194	100,0	70 755	100,0

Процент выбывших в строй, т. е. вполне выздоровевших, среди больных был вдвое выше, чем среди раненых. Наоборот, процент инвалидов (уволенных вовсе от службы) был среди раненых почти вдвое выше, чем среди больных. С другой стороны, процент умерших был вдвое выше среди больных, чем среди раненых. В общем из числа раненых в отношении исходов наибольшие величины приходятся на уволенных в отпуск (в том числе 58% — в отпуск продолжительностью менее 6 месяцев и 42% — в отпуск продолжительностью более 6 месяцев) и уволенных от службы, а наименьшие — на умерших, отправленных на испытание и перечисленных на нестроевые должности. Из числа больных наибольшие величины приходятся на уволенных в отпуск (в том числе 78% — в отпуск продолжительностью менее 6 месяцев и лишь 22% — в отпуск продолжительностью более 6 месяцев) и выбывших в строй. Наименьшие величины, как и для раненых, приходятся на перечисленных на нестроевые должности, отправленных на испытание и на умерших.

Влияние возраста на исходы ранений и заболеваний в отношении инвалидности и смертности видно из данных табл. 17.

Из таблицы видно, что процент инвалидности и у раненых, и у больных возрастает прямо пропорционально высоте возраста. Смертность представляет своеобразные отношения, давая и у больных и у раненых наибольшие величины в обеих крайних возрастных группах — наиболее молодой и наиболее старшей. Помимо различий в характере заболеваний и повреждений в отдельных возрастных группах сравнительно высокая смертность при ране-

Таблица 17

Возраст, лет	Из 100 больных и раненых данного возраста			
	умерло		уволено в неспособные	
	раненых	больных	раненых	больных
До 20	1,9	3,1	18,6	9,6
20—29	1,2	2,8	25,0	13,0
30—39	1,4	2,3	28,4	18,8
40 и старше	2,1	3,5	31,8	

ниях и заболеваниях в молодом возрасте (до 20 лет) зависит, вероятно, и от наличия среди воинских чинов этой группы большого количества физически недоразвитых, недостаточно окрепших и возмужалых людей, более тяжело переносивших ранения и болезни.

Исходы у раненых в отношении инвалидности и смертности представляют существенные различия в зависимости от локализации повреждений [1].

Из 100 раненых данной категории

Место ранения	Умерло	Уволено в неспособные
Голова (череп, лицо, шея)	2,3	36,5
Грудь и спина	4,9	17,0
Живот и таз	5,4	18,2
Верхняя конечность	0,5	32,5
Нижняя конечность	1,6	32,9
Ранения с множественной локализацией	2,8	35,4

Наибольшую инвалидность дали повреждения конечностей, го- ы и множественные ранения, а наименьшую — повреждения ди, спины, живота и таза. Наоборот, наиболее высокая смерт- ть наблюдалась при этих последних повреждениях, а наимень- ая — при ранениях конечностей.

Приложенные таблицы о причинах инвалидности и демографические данные об инвалидах не являются результатом какой-либо специальной регистрации, но основаны на материалах тех же отчетно-осведомительных карточек формы «Б» и приемах карточек формы «А», причем для выяснения причин инвалидности использованы данные о ранениях и болезнях, с одной стороны, а с другой — статьи расписания болезней и телесных недостатков лит. «А», по которым призывные и воинские чины освобождаются от службы как совершенно к ней неспособные. Отметки о статьях этого расписания, по которым данный раненый или больной увольняется от службы, имелись не на всех карточках уволенных. Из 36 559 раненых и больных, уволенных вовсе от службы, отметки имелись относительно 28 526, которые и вошли в сводку.

[1] Вычисления произведены с исключением переведенных и раненых с неизвестным исходом.

Из этого последнего числа 9344, или 33%, были уволены вследствие болезней и 19 182, или 67%, — вследствие тех или иных последствий ранений и повреждений, полученных в боях.

Ниже сгруппированы в нисходящем порядке наиболее частые причины инвалидности у раненых:

	Число случаев
Рубцы, анкилозы, контрактуры, ложные суставы	5 396
Параличи, парезы, атрофии	3 356
Отсутствие и повреждение пальцев	2 423
Полное или частичное отсутствие верхних или нижних конечностей	1 925
Искривление или укорочение конечностей	1 837
Слепота полная и неполная	1 126
Повреждение и дефекты языка, нёба, губ, щек, челюстных костей	517
Глухота полная и неполная	427
Потеря вещества черепных костей	375
Прочие причины	1 800
Итого	19 182

Причины инвалидности среди больных распределялись следующим образом:

	Число случаев
Бугорчатка	2 142
Болезни органов слуха	1 444
Душевные расстройства	891
Болезни органов зрения и аномалии рефракции	769
Грыжа	700
Болезни брюшных и тазовых органов	457
Болезни сердца и сосудов	436
Болезни органов дыхания	331
Прочие причины	2 174
Итого	9 344

Из общего числа 28 526 инвалидов 6838, или 24%, прибыли в петроградские лазареты уже в инвалидном состоянии из плена; с фронта и из других лечебных заведений поступило 21 107, или 74%.

По возрасту инвалиды распределялись следующим образом:

Возраст, лет	Число инвалидов, человек	Процент к итогу
До 21	2 555	9,0
21—24	7 322	25,7
25—29	7 273	25,5
30—34	5 614	19,7
35—39	3 728	13,1
40 и старше	1 307	4,6
Не указано	727	2,4
Итого	28 526	100,0

По семейному состоянию 10 436, или 37%, были холостые, 17 172, или 60% — женатые, 222 — вдовцы и в 696 случаях указаний о семейном состоянии не имеется.

По месту родины преобладающее большинство (27 907, или 98%) родилось вне Петрограда и Петроградской губернии. Уроженцев Петрограда было всего 38 и уроженцев Петроградской губернии — 301.

Грамотных среди инвалидов было 17 637, или 62%, неграмотных — 8630, или 30%, и лиц со средним или высшим образованием — 254.

Ниже сгруппированы краткие данные о занятиях инвалидов до поступления их на военную службу.

	Число инвалидов, человек	Процент к итогу
Земледелие и животноводство	17 219	60,4
Обрабатывающая промышленность	4 865	17,1
Торговля	595	2,1
Транспорт	524	1,8
Личные услуги	479	1,6
Свободные профессии, общее и местное управление	275	1,0
Чернорабочие и переменные поденные работы	1 272	4,4
Прочие и не указано	3 297	11,6
Итого	28 526	100,0

Приведенные демографические данные о семейном состоянии, грамотности и профессиональном составе инвалидов представляют мало специфически характерного, отражая в общих чертах соответственные свойства одновозрастного мужского населения России вообще.

ВЛИЯНИЕ ВОЙНЫ И БЛОКАДЫ НА ИЗМЕНЕНИЯ ВОЗРАСТНО-ПОЛОВОГО СОСТАВА НАСЕЛЕНИЯ, НА БРАЧНОСТЬ И ЧАСТОТУ РАЗВОДОВ В ЛЕНИНГРАДЕ [1]

До Отечественной войны численность и состав населения Ленинграда, равно как и дореволюционного Петербурга, были достаточно изучены благодаря систематически производившимся однодневным переписям населения. В Петербурге переписи были в 1869, 1881, 1890, 1897, 1900 и 1910 гг. После революции переписи населения в Ленинграде производились 2 июня 1918 г., 28 августа 1920 г., 15 марта 1923 г., 17 декабря 1926 г. и 17 января 1939 г. Данные всех переписей, за исключением переписи 1920 г., вклю-

[1] Впервые опубликовано в «Трудах второй конференции комиссии по изучению медико-санитарных последствий войны». Т. II. Изд. АМН СССР. М., 1948 — *Прим. ред.*

чают находившееся в момент переписи на территории города военное население, проживавшее в закрытых военных учреждениях (казармах и т. п.).

Возрастно-половой состав населения Петербурга и русского городского населения вообще в дореволюционное время имел сравнительно с городами Западной Европы свои характерные особенности. В Петербурге, как и во всех русских городах до революции, мужское население значительно преобладало над женским в противоположность городам Западной Европы. По данным переписей 1900 и 1901 гг. на 100 душ мужского населения приходилось женского в Лондоне — 113, в Париже — 114, в Берлине — 109, а в Петербурге — только 82. Следует отметить, что сюда как для зарубежных городов, так и для Петербурга входит и численность военного населения, находившегося во время переписи на территории городов. Но исключение военных из численности мужчин не вносит существенных изменений в общую половую структуру дореволюционного Петербурга. Число женщин на 100 мужчин при исключении военного населения из данных переписи Петербурга в 1900 г. повышается всего с 82 до 86.

Городское население и в Западной Европе, и в России росло преимущественно за счет механического прироста, миграции из деревни в город. При этом в промышленных странах Европы сельское население обычно переселялось в города окончательно со своими женами и семьями, оседая в городах на более или менее постоянное жительство, утрачивая связь с землей и деревней. Прогрессирующему перевесу женщин в западно-европейских городах способствовало и ширившееся приложение женского труда в городах и все более возрастающий спрос на женский труд, что вело к переселению женского населения из сел в город. В дореволюционное время в России дело обстояло иначе. Для значительной массы сельского мужского рабочего населения города являлись местом временного заработка. Значительная часть мужского рабочего населения не оседала в городах на постоянное жительство и не теряла связи с деревней, где обычно оставались их дома и семьи. Процент детей в возрасте от 0 до 14 лет был в Петербурге меньше, чем в других крупных европейских городах. Характерным для дореволюционного Петербурга было ненормальное численное соотношение женатых мужчин и замужних женщин, что зависело от временного пребывания в городе пришлых рабочих-мужчин, семьи которых оставались в деревне. В принципе число женатых и замужних в населенном пункте должно быть приблизительно равно. Между тем в прежнее время число женатых мужчин в Петербурге резко превышало число замужних женщин. По переписи 1900 г. на 100 мужей в Петербурге приходилось только 68 жен. В результате наплыва на заработки сельского мужского рабочего населения в старом Петербурге образовался своеобразный тип возрастно-полового состава населения.

С течением времени указанные отношения в дореволюционном Петербурге стали изменяться.

Пролетаризация сельского населения, его оседание в городах вместе с семьями, участие женщин в промышленности и других отраслях городского труда — все это должно было вести к постепенному изменению возрастно-полового состава Петербурга и других крупных русских городов. В XIX в. эта эволюция протекала медленно, но быстрое развитие промышленности в России в конце XIX и в начале XX в. ускорило этот процесс. Относительное число женщин увеличивалось, и перевес мужского населения над женским уменьшался.

По переписи 1881 г. число женщин на 100 мужчин составляло 70, по переписи 1900 г. — 82 и по переписи 1910 г. — 91.

Число замужних женщин на 100 женатых, составлявшее по переписи 1900 г. 68, в 1910 г. повысилось до 76. Процент детей в возрасте до 10 лет повысился с 14 до 17.

Империалистическая война, революция и гражданская война вызвали большие изменения в возрастно-половом составе петроградского населения.

Коренные изменения всего социально-экономического строя России после революции также привели к изменениям состава населения Ленинграда, в частности, вместо бывшего до революции преобладания мужского населения после революции образовался перевес женского населения. Рабочие, проживавшие до революции в Ленинграде без семей, оставшихся в деревне, стали перевозить семьи из деревень в город. Революция широко открыла двери женщинам на предприятия и в учебные заведения. Этот наплыв женщин изменил соотношение в составе населения Ленинграда. По переписи 1926 г. на 100 мужчин в Ленинграде уже было 106 женщин, а по переписи 1939 г. — 120 (против 82 в 1900 г.). Вместо резкого численного несоответствия между женатыми и замужними, бывшего до революции, число тех и других и в 1926 г., и в 1939 г. почти сравнялось.

После Великой Отечественной войны был произведен учет населения, основанный на данных избирательных списков к выборам в Верховный Совет Союза ССР 10 февраля 1946 г., а для населения моложе 18 лет — на материале по выданным на февраль 1946 г. продовольственным карточкам. Эти материалы были пополнены данными о числе детей и подростков в Ленинграде, не получавших карточек (в различных детских учреждениях, больницах и т. д.). Данные такого учета достаточно верно отражают возрастно-половой состав гражданского населения Ленинграда в начале 1946 г. и характеризуют изменения в его составе, вызванные войной и блокадой. В разработанные материалы этого учета армия и флот не включены.

Для характеристики этих изменений целесообразно сравнивать данные полового и возрастного состава мужского населения в 1946 г. не с данными последней предвоенной переписи 1939 г. в Ленинграде (включающими и военное население), а с материалами городской переписи 28 августа 1920 г. В численность населения города в 1920 г., как и в 1946 г., военное население не включено.

В августе 1920 г. состав населения образовался под влиянием минувшей первой мировой войны и последовавшей еще не вполне законченной гражданской войны (Красная Армия еще не была демобилизована). Конечно, разница в том, что население Петрограда в течение трех лет перед переписью 1920 г. непрерывно убывало, уезжая из-за продовольственных затруднений, и уменьшилось более чем в 3 раза. В 1946 г., наоборот, население Ленинграда после резкого уменьшения вследствие эвакуации в 1941—1943 гг., начиная с 1944 г., быстро увеличивается в связи с возвращением эвакуированных.

Для полового состава Ленинградского гражданского населения в 1946 г. характерно резкое преобладание женского населения. Преобладание женского населения, особенно в молодом рабочем возрасте 20—35 лет, явилось результатом военных потерь мужского населения и незаконченной демобилизации. Превышение числа женщин в возрасте 20—24 лет над числом мужчин того же возраста в 1946 г. было почти в 2 раза больше, чем в 1920 г., в возрасте 25 — 34 лет — соответственно на 50%. Резкое преобладание женского населения над мужским отмечается в 1946 г. также в возрасте старше 70 лет. Преобладание женского населения в этом возрасте — обычное демографическое явление, но в 1946 г. преобладание это выражено более обычного вследствие повышенной смертности старческого населения Ленинграда в период блокады, особенно в 1942 г., когда смертность мужского населения была более высокой, чем смертность женского старческого населения.

В составе женского населения Ленинграда в 1946 г. сравнительно с 1939 г. уменьшилось относительное число детей в возрасте до 5 лет вследствие резкого понижения рождаемости в 1942 и 1943 гг. и, таким образом, уменьшенного числа детей в возрасте 2 и 3 лет к началу 1946 г. Уменьшилось также относительное число населения в возрасте старше 50 лет, что явилось результатом повышенной смертности населения этого возраста за годы войны и блокады. В 1946 г. отмечается также уменьшение населения по группе женщин в возрасте 25—29 лет, т. е. родившихся в 1916—1920 гг. Это объясняется пониженной рождаемостью в 1916—1920 гг. в связи с первой мировой и гражданской войнами. Относительно увеличилась женская возрастная группа 30—49 лет и в меньшей степени — группа 15—24 лет. Относительное увеличение этой возрастной группы женского населения в 1946 г. сравнительно с 1939 г. объясняется не столько ее высоким числом в 1946 г., сколько понижением в 1939 г., когда в ее состав входили возрасты 18—23 лет, т. е. женщины, родившиеся в 1915—1920 гг., — в годы резко пониженной рождаемости. В 1946 г. эти возрасты почти целиком перешли в группу 25—29 лет.

Что касается изменений возрастного состава мужского населения, то здесь для гражданского населения наиболее значительное уменьшение относительного числа отмечается для возраста 20—29 лет.

При рассмотрении динамики брачности в Ленинграде за годы войны, блокады и в послевоенном периоде следует указать, что обычные приемы измерения брачности путем отнесения числа браков ко всему населению здесь неприменимы, так как в число заключенных браков входят довольно многочисленные браки военных, данные же о числе населения касаются только гражданского населения. Поэтому коэффициенты брачности исчислены по отношению к женскому, а не ко всему населению. Так как данные о численности населения Ленинграда вообще и женского в частности за отдельные годы войны и блокады имеют весьма приближенный характер, исчисленные показатели брачности также не отличаются точностью, но достаточно отражают общую динамику брачности и ее резкие колебания.

Брачность в Ленинграде резко понизилась в 1942 г., но уже с 1943 г. стала круто повышаться и после блокады в 1944—1945 гг. и в первой половине 1946 г. стала наиболее высокой, значительно превысив довоенные величины брачности.

Что касается разводов, то их частота существенно зависит от регулирующих разводы постановлений и правил. В дореволюционной России разводы допускались только по постановлению церковных судов и были крайне затруднены. В 1912 г., например, число разводов среди православного населения России составляло всего 0,3 на 10 000 православного населения.

За первые годы войны и блокады Ленинграда частота разводов уменьшилась, особенно в 1942 г., но уже с 1943 г. стала резко возрастать и в первой половине 1944 г. значительно превысила довоенную частоту разводов в Ленинграде. С введением в июле 1944 г. нового закона относительно разводов частота разводов круто снизилась (до минимальной во второй половине 1944 г.), а затем начала медленно возрастать, оставаясь все же значительно ниже довоенной. В первой половине 1946 г. частота разводов в Ленинграде (по расчету на год) была в 8 раз ниже, чем в 1938—1939 гг.

Заключение

1. Половой состав дореволюционного Петербурга характеризовался значительным преобладанием мужского населения. По переписи 1881 г. на 100 человек мужского населения приходилось 80 человек женского населения, а по переписи 1900 г. — 82. Причины заключались в том, что значительная часть мужского рабочего населения в то время не порывала связи с деревней, оставляя там жену и семью. Поэтому число женатых мужчин в Петербурге значительно превышало число замужних женщин. По переписи 1900 г. на 100 мужей в Петербурге было только 68 жен.

2. В связи с быстрым развитием промышленности в России с конца XIX и в начале XX в. указанные отношения в дореволюционном Петербурге стали изменяться. Пролетаризация сельского населения и оседание его в городах вообще и в Петербурге в частности с женами и детьми привели к меньшему преоб-

ладанию мужского населения. По переписи 1910 г. на 100 человек мужского населения числился 91 человек женского. На 100 женатых в 1910 г. в Петербурге приходилось 76 замужних женщин.

3. Коренные изменения социально-экономического строя России после революции привели и к изменениям полового состава русских городов и Петербурга. До революции в Петербурге преобладало мужское население, после революции — женское. Та часть рабочего населения Ленинграда, которая до революции проживала в Петрограде без семьи, оставшейся в деревне, стала переселяться в Ленинград окончательно со своими женами и семьями. Вместе с тем широкое участие после революции женщин во всех отраслях умственного и физического труда, наплыв учащихся женщин в Ленинград привели к тому, что по переписи 1926 г. на 100 мужчин в Ленинграде приходилось 106 женщин, а по переписи 1939 г. — 120 женщин.

4. Для характеристики изменений полового состава населения Ленинграда в результате войны и блокады целесообразно сравнение полового состава гражданского населения Ленинграда 1946 г. с половым составом гражданского населения в 1920 г. В 1920 г. состав населения Ленинграда образовался после первой мировой войны и в период заканчивавшейся гражданской войны, причем Красная Армия не была еще демобилизована, подобно тому, как состав гражданского населения Ленинграда в 1946 г. образовался под влиянием законченной Великой Отечественной войны и незаконченной еще демобилизации.

Половой состав гражданского населения Ленинграда в 1946 г. характеризуется резким преобладанием женского населения. Преобладание женщин особенно выражено в 1946 г. в молодом рабочем возрасте как результат мужских военных потерь и незаконченной демобилизации.

5. Возрастной состав женского населения Ленинграда в 1946 г. по сравнению с данными переписи 1939 г. характеризуется уменьшением относительного числа детей в возрасте от 0 до 4 лет вследствие резкого понижения рождаемости в 1942 и 1943 гг. и соответственно уменьшенному числу детей в возрасте 2 и 3 лет к началу 1946 г. Уменьшилось в составе ленинградского женского населения и относительное число населения пожилого и старческого возраста старше 50 лет как результат повышенной смертности населения этого возраста за годы войны и блокады. Среди мужского гражданского населения Ленинграда наиболее значительно уменьшилось относительное число населения в возрасте 20—29 лет.

6. Брачность в Ленинграде резко понизилась в 1942 г., уменьшившись по сравнению с довоенной. Но уже с 1943 г. она стала круто повышаться и в 1946 г. достигла самого высокого уровня, значительно превысив довоенную брачность.

7. Частота разводов после Указа Верховного Совета СССР от 8 июля 1944 г., коренным образом изменившего порядок расторжения браков, в Ленинграде резко снизилась. В первое полугодие 1946 г. она была в Ленинграде в 8 раз ниже, чем в 1938—1939 гг.

О ФИЗИЧЕСКОМ РАЗВИТИИ НОВОРОЖДЕННЫХ И ЯСЕЛЬНЫХ ДЕТЕЙ В ЛЕНИНГРАДЕ В ВОЕННОЕ И ПОСЛЕВОЕННОЕ ВРЕМЯ [1]

Физическое развитие ленинградских доношенных одноплодных новорожденных за последние годы перед Великой Отечественной войной было вполне удовлетворительно. Средний вес новорожденных обоего пола был 3378 г, средний рост — 50,6 см, средняя окружность груди — 33,5 см, средняя окружность головы — 34,6 см. Росто-весовой показатель физического развития, т. е. число граммов веса, приходящихся на один сантиметр роста, составлял 66,8.

Война и блокада Ленинграда значительно ухудшили физическое развитие новорожденных. Особенно резко оно ухудшилось в 1942 г., когда средний вес новорожденных обоего пола понизился более чем на 600 г, средний рост — на 2 см, окружность груди — на 1,5 см, окружность головы — на 1,3 см. Росто-весовой показатель упал с 1942 г. с 67 до 57.

С 1943 г. начинается непрерывное улучшение физического развития ленинградских новорожденных, а в 1945 г. все основные размеры новорожденных достигают довоенного уровня.

Помимо снятия блокады Ленинграда в январе 1944 г. на улучшение физического развития ленинградских новорожденных значительное влияние оказал закон от 8 июля 1944 г. В частности, средний вес новорожденных особенно резко повысился за период с июля 1944 по июль 1945 г., когда он составил 3371 г против 3255 г в первой половине 1944 г.

Все показатели физического развития доношенных новорожденных мальчиков как обычно превышают соответствующие показатели для новорожденных девочек.

Вес и рост доношенных одноплодных новорожденных у повторнородящих матерей обычно превышают соответствующие размеры новорожденных первенцев: в 1945 г. средний вес — на 200 г и средний рост — на 0,5 см.

---

[1] Работа была написана С. А. Новосельским в виде тезисов к докладу директора Ленинградского педиатрического медицинского института проф. Ю. А. Менделевой в конце 1946 — начале 1947 г. Публикуется впервые. Подлинный машинописный текст хранится в архиве Ленинградского педиатрического медицинского института (арх. дело № 1195, с. 22—26).

Изучение здоровья новорожденных в Ленинграде производилось систематически в течение многих лет как до войны, так и в период Великой Отечественной войны 1941—1945 гг. и после ее окончания, на кафедре организации здравоохранения Ленинградского педиатрического медицинского института (ЛПМИ) под руководством проф. С. А. Новосельского.

Материалами для данной статьи явились записи в историях болезни акушерской клиники ЛПМИ, а также почти всех других родильных учреждений Ленинграда.

Обследование физического развития ясельных детей осуществлялось также кафедрой организации здравоохранения под руководством С. А. Новосельского в 1944 и 1945 гг. в 18 яслях различных районов Ленинграда. — *Прим. ред.*

Показатели физического развития доношенных новорожденных близнецов значительно отстают от показателей физического развития одноплодных доношенных новорожденных. Разница в среднем весе достигает 600—700 г, в росте — до 2—2,5 см, остальные показатели — до 2 см.

Показатели физического развития недоношенных одноплодных новорожденных в Ленинграде в среднем были ниже показателей для доношенных одноплодных новорожденных: вес — более чем на 1000 г, рост — на 6—7 см, окружность груди — на 5 см, окружность головы — на 3 см. При этом разграничение доношенных новорожденных от недоношенных производилось на основании совокупности анамнестических и акушерских признаков со стороны матери и качественных и количественных признаков со стороны новорожденного.

Характерным для недоношенных новорожденных является преобладание девочек. По массовым данным ленинградских родильных учреждений на 100 недоношенных мальчиков приходится 106,5 недоношенных девочек (17 123 недоношенных одноплодных мальчиков и 18 236 недоношенных новорожденных одноплодных девочек).

В противоположность обычному более тяжелому весу мальчиков, чем девочек, среди доношенных новорожденных средний вес недоношенных девочек, по-видимому, несколько выше среднего веса недоношенных мальчиков (наблюдение это нуждается в проверке на более массовом материале).

Различия в физическом развитии недоношенных близнецов и недоношенных одноплодных выражены в меньшей степени, чем различия в физическом развитии доношенных близнецов и доношенных одноплодных.

Антропометрические обследования ясельных детей показали некоторое отставание веса и роста этих детей от средних норм веса и роста одновозрастных детей, причем оно немного более выражено для веса, чем для роста. Отставание среднего роста ясельных детей от средних норм (на 4—5%) отмечается во всех возрастах с 4 месяцев до 3 лет. Средний рост ясельных детей несколько отстает в основном в возрасте от 1,5 до 3 лет.

Произведенные в конце блокадного периода (конец 1943 г.) обследования детей дошкольного и школьного возраста в детских садах и школах Ленинграда также выявили отставание их физического развития.

Средний рост отставал во всех возрастных группах в пределах 1,5—5,5 см. Отставание среднего веса в возрасте 3—5 лет не отмечалось, у детей в возрасте 6—14 лет наблюдалось отставание в пределах 1—3 кг, более выраженное в группе 13—14 лет.

Достигнутые успехи в деле восстановления физического развития новорожденных в Ленинграде до довоенного уровня являются результатом широко проводимых мероприятий антенатальной профилактики.

Таблица

Детская смертность в Ленинграде по детальным возрастам первого года жизни (на 1000 родившихся)

Возраст	1939 г.	1944 г.	1945 г.	1946 г.
До 1 дня	6,2	5,5	5,3	5,5
1-й день	4,5	3,6	3,2	3,2
2-й »	3,1	3,3	2,6	2,4
3-й »	2,4	2,2	1,8	1,7
4-й »	1,7	1,0	1,5	1,4
5-й »	1,5	0,7	1,4	1,2
6-й »	1,3	0,8	1,4	1,5
До 1 недели	20,5	17,2	17,1	16,7
1 неделя	9,7	9,4	11,1	7,5
2 »	7,3	9,4	11,1	7,0
3 »	4,5	8,3	7,5	4,8
До 1 месяца	41,3	43,1	46,1	35,5
1 месяц	10,0	20,1	14,6	10,9
2 »	10,8	22,5	13,2	10,7
3 »	11,5	21,6	12,4	10,6
4 »	11,9	17,1	11,4	10,0
5 »	11,8	16,8	10,0	9,2
6 »	11,4	13,8	8,9	8,3
7 »	10,8	10,5	7,9	7,5
8 »	10,0	9,8	7,0	6,7
9 »	9,1	6,0	5,9	5,8
10 »	8,3	5,9	4,7	5,3
11 »	7,6	6,0	3,8	5,3
До 1 года на 100 родившихся	14,4	17,8	13,7	11,9
1—11 месяцев на 100 доживших до 1 месяца	10,7	14,1	9,5	8,7

ВЫЖИВАЕМОСТЬ И СМЕРТНОСТЬ ДЕТЕЙ 0—1 ГОДА В ЛЕНИНГРАДЕ В ПОСЛЕБЛОКАДНОМ ПЕРИОДЕ[1]

Настоящая работа представляет построение подробной полной таблицы смертности и доживаемости детей в возрасте до 1 года в Ленинграде в первом послеблокадном календарном году (1944).

Аналогично таблицам смертности и доживаемости для всего населения, дающим детальную числовую характеристику смертности в отдельных однолетних возрастах, таблицы детской смертности в возрасте 0—1 года характеризуют доживаемость и смертность в пределах до 1 года жизни для отдельных возрастов, обычно для отдельных дней жизни первой недели, для отдельных недель жизни на протяжении первого месяца и для отдельных месяцев до конца первого года жизни.

Помимо детальной числовой характеристики повозрастной до-

[1] Впервые опубликовано в журнале «Гигиена и санитария» (1946, № 7—8) - *Прим. ред*

живаемости и смертности в возрасте 0—1 года таблицы детской смертности дают вместе с тем наиболее правильный и совершенный общий суммарный показатель величины детской смертности для всего первого года жизни. Это особенно важно для периодов времени резких и быстрых изменений рождаемости и детской смертности, как это наблюдалось в Ленинграде в результате войны и блокады.

Ни один из обычных приемов суммарного измерения детской смертности для всего первого года жизни в случаях таких исключительно резких помесячных изменений чисел родившихся и очень существенных изменений повозрастной смертности, как это имело место в Ленинграде за время войны и блокады, не дает достаточно правильных и соответствующих действительности результатов. Все эти приемы дают показатели, резко отличающиеся от показателя, получаемого из таблицы смертности. В обычное время при не слишком значительных изменениях рождаемости и повозрастной детской смертности такие расхождения не имеют места.

Таблицы детской смертности в возрасте 0—1 года могут быть построены различными способами. Получаемые при этом из таблиц смертности суммарные величины смертности для всего первого года жизни представляют при всех способах построения таблиц лишь незначительные различия, даже при самых резких помесячных изменениях чисел родившихся и существенных изменениях величины смертности разных поколений родившихся в отдельных возрастных промежутках первого года жизни, как это имело место в Ленинграде за последние годы. При исчислении же обычными способами общего показателя детской смертности в возрасте 0—1 года без построения таблиц смертности результаты при некоторых способах исчисления в таких случаях получаются противоречивые и различные. Это и понятно, так как при построении таблиц детской смертности числа умерших в отдельных возрастных промежутках сопоставляются с соответствующими поколениями родившихся и определяется выживаемость каждого поколения для каждого данного возрастного промежутка первого года жизни.

Все ленинградские таблицы детской смертности (за 1923—1943 гг.) строились по способу Вестергарда, усовершенствованному В. В. Паевским. По этому же способу построена и новая таблица за 1944 г. При этом, как известно, принимается, что умершие в данном возрастном промежутке в данном календарном году произошли из поколения, период рождения которого равен одному году, а начало периода рождения отстоит от начала календарного года для данного промежутка возраста на $x+0{,}5$ дней, недель или месяцев, где x — нижняя граница данного возраста.

Здесь приводится новая ленинградская таблица детской смертности за 1944 г. (табл. 1).

Детская смертность в возрасте 0—1 года в Ленинграде перед Отечественной войной сравнительно мало изменялась в отдельные

Таблица 1

Детская смертность в возрасте до 1 года (Ленинград, 1944)

Возраст	Мужской пол			Женский пол			Оба пола		
	l_x	d_x	q_x	l_x	d_x	q_x	l_x	d_x	q_x
0 дней	100 000	634	0,00634	100 000	451	0,00451	100 000	546	0,00546
1 день	99 366	412	0,00415	99 549	305	0,00306	99 454	360	0,00362
2 дня	98 954	331	0,00331	99 244	324	0,00326	99 094	325	0,00328
3 „	98 623	276	0,00280	98 920	204	0,00206	98 769	241	0,00244
4 „	98 347	130	0,00132	98 716	65	0,00066	98 528	99	0,00100
5 дней	98 217	86	0,00088	98 651	55	0,00056	98 429	72	0,00073
6 „	98 131	61	0,00062	98 596	103	0,00104	98 357	81	0,00082
0—6 „	100 000	1 930	0,0930	100 000	1 507	0,01507	100 000	1 724	0,01724
7—13 „	98 070	857	0,00874	98 493	882	0,00896	98 276	870	0,00885
14—20 „	97 213	968	0,00996	97 611	857	0,00878	97 406	915	0,00939
21—30 „	96 245	809	0,00841	96 752	789	0,00816	96 491	800	0,00829
0 месяцев	100 000	4 564	0,04564	100 000	4 035	0,04035	100 000	4 309	0,04309
1 месяц	95 436	2 022	0,02119	95 965	1 819	0,01896	95 691	1 924	0,02011
2 месяца	93 414	2 149	0,02300	94 146	2 075	0,02204	93 767	2 114	0,02254
3 „	91 265	2 095	0,02295	92 071	1 862	0,02022	91 653	1 982	0,02183
4 „	89 170	1 612	0,01808	90 209	1 445	0,01602	89 671	1 532	0,01708
5 месяцев	87 558	1 654	0,01889	88 764	1 306	0,01471	88 139	1 484	0,01684
6 „	85 904	1 166	0,01357	87 458	1 227	0,01403	86 655	1 196	0,01380
7 „	84 738	962	0,01124	86 431	846	0,00981	85 459	900	0,01053
8 „	83 786	797	0,00951	85 385	855	0,01001	84 559	826	0,00977
9 „	82 989	461	0,00556	84 530	547	0,00647	83 733	503	0,00601
10 „	82 528	490	0,00594	83 983	491	0,00589	83 230	490	0,00589
11 „	82 038	489	0,00596	83 492	512	0,00613	82 740	500	0,00604
1 год	81 549	—	—	82 980	—	—	82 240	—	—
0—1 „	100 000	18 451	0,18451	100 000	17 020	0,17020	100 000	17 760	0,17760
На 100 родившихся умерло 0—1 года	—	18,5	—	—	17,0	—	—	17,8	—

календарные годы, оставаясь на уровне 14—15%[1]. В 1942 г. в результате лишений, принесенных ленинградскому населению немецко-фашистской блокадой, она достигла громадных размеров — 74,8%. В 1943 г. сравнительно с 1942 г. началось резкое понижение смертности и в 1944 г. детская смертность понизилась до 17,8%, т. е. почти до довоенного уровня. Числа умерших в Ленинграде детей в возрасте 0—1 года за 1944 г. более или менее полны. Вместе с тем некоторая часть умерших в 1944 г. в Ленинграде в возрасте 0—1 года родилась вне Ленинграда (в 1944 г. в Ленинград возвратилась часть эвакуированного населения). К сожалению, определить количество таких детей не представляется возможным за отсутствием соответствующих материалов. Хотя число это, вероятно, не очень велико, но все же величина детской

[1] Для оценки величины этого показателя следует отметить, что накануне первой мировой войны, в 1910—1911 гг., детская смертность в Европейской России равнялась 25,3%.

смертности в Ленинграде в 1944 г. в действительности была несколько меньше указанного выше числа.

Ниже сопоставлены числа доживающих до некоторых месяцев жизни и вероятности смерти в отдельные месяцы жизни в Ленинграде за 1939, 1942 и 1944 гг. Вероятности для удобства сравнения приводятся умноженными на 1000 (табл. 2 и 3).

Таблица 2

Число доживающих до отдельных месяцев жизни на протяжении первого года жизни в Ленинграде (l_x) (оба пола)

Возраст, месяцев	1939 г.	1942 г.	1944 г	Возраст, месяцев	1939 г.	1942 г.	1944 г.
0	100 000	100 000	100 000	7	89 592	31 980	85 459
1	95 868	69 912	95 691	8	88 627	30 038	84 559
2	94 908	55 805	93 767	9	87 744	28 485	83 733
3	93 887	47 210	91 653	10	86 948	27 229	83 230
4	92 808	41 654	89 671	11	86 229	26 171	82 740
5	91 707	37 727	88 139	12	85 571	25 243	82 240
6	90 625	34 514	86 655				

Таблица 3

Вероятности смерти на протяжении отдельных месяцев первого года жизни в Ленинграде в 1939, 1942 и 1944 гг. (1000 q_x для обоих полов)

Возраст, месяцев	1939 г.	1942 г.	1944 г.	Возраст, месяцев	1939 г.	1942 г.	1944 г.
На первом	41,32	300,88	43,09	6	11,40	73,42	13,80
1	10,01	201,78	20,11	7	10,77	60,73	10,53
2	10,76	154,01	22,54	8	9,96	51,70	9,77
3	11,49	117,69	21,63	9	9,07	44,11	6,01
4	11,86	94,27	17,08	10	8,27	38,84	5,89
5	11,80	85,16	16,84	11	7,63	35,47	6,04

Из приведенной таблицы чисел доживающих до некоторых месяцев жизни (l_x) видно, что при условиях смертности в отдельные месяцы первого года жизни в Ленинграде в 1944 г. переживало первый месяц жизни 95,7% родившихся. Из 100 доживших до возраста один месяц доживало до возраста 12 месяцев в 1944 г. 85,9%.

По сравнению с 1939 г. годом относительно низкой детской смертности в Ленинграде детская смертность в 1944 г. была выше во всех одномесячных возрастах первого полугодия жизни, но ниже в возрастах 9—11 месяцев. В возрастах 7—8 месяцев величины смертности были почти одинаковыми.

В табл. 4 и 5 сопоставлены повозрастные величины смертности для отдельных недель и дней первого месяца жизни в 1939, 1942 и 1944 гг.

Величины детской смертности в отдельные дни первой недели жизни были в 1944 г. во всех однодневных возрастах существенно меньше, чем в 1942 г., а также меньше, чем и в 1939 г., кроме возраста 2 и 3 дней, когда вероятности смерти в этих возрастах были в 1939 и 1944 гг. почти одинаковы.

Таблица 4

Вероятности смерти в первые недели жизни в Ленинграде в 1939, 1942 и 1944 гг. (1000 q_x для обоих полов)

Возраст, дней	1939 г.	1942 г.	1944 г.
0—6	20,48	134,65	17,24
7—13	9,69	72,32	8,85
14—20	7,28	62,85	9,39
21—30	4,45	70,71	8,29

Таблица 5

Вероятности смерти в первые 7 дней жизни в Ленинграде в 1939, 1942 и 1944 гг. (1000 q_x для обоих полов)

Возраст, дней	1939 г.	1942 г.	1944 г.
Менее 1	6,24	13,06	5,46
1	4,45	31,38	3,62
2	3,09	27,84	3,28
3	2,41	24,47	2,44
4	1,68	18,96	1,00
5	1,48	13,66	0,73
6	1,31	13,60	0,82

Сравнительно с исключительно неблагоприятным годом блокады Ленинграда (1942) величины детской смертности в первые дни жизни в 1944 г. были ниже во много раз. Следует отметить ненормальные соотношения между величинами смертности в течение первых суток после рождения и в последующие дни жизни в 1942 г. Как правило без исключения, смертность в первые сутки всегда значительно превышает смертность в течение следующих дней жизни. Между тем в 1942 г. в Ленинграде смертность детей в возрасте менее 24 часов оказалась почти в три раза меньше, чем в возрасте 1 дня, в два раза меньше смертности в возрасте 2 дней и т. д.

Соотношения эти свидетельствуют о неполноте данных об умерших в течение первых суток после рождения в Ленинграде в 1942 г., когда в условиях блокады новорожденные, умиравшие в течение первых часов после рождения, зачастую не регистрировались ни как родившиеся, ни как умершие. В родильных учреждениях значительная часть резко повышенного в 1942 г. количества

преждевременных родов трактовалась как аборты; крайне маложесные недоношенные дети, погибавшие вскоре после рождения, считались плодами, и эти рождения и смерти в порядке записей актов гражданского состояния не регистрировались.

В возрасте 7—13, 14—20 и 21—30 дней смертность в 1944 г. была во всех возрастах ниже, чем в 1942 г., но по сравнению с 1939 г. понижение в 1944 г. отмечается только для возраста 7—13 дней; в возрасте же 14—20 и 21—30 дней смертность в 1944 г. была выше, чем в 1939 г. Сравнительно с 1942 г. смертность в 1944 г. снизилась во много раз во всех указанных возрастных периодах.

Ниже сопоставлены показатели смертности от главных причин смерти в возрасте 0—1 года в 1939 и 1944 гг. Показатели эти представляют вероятности, исчисленные на основе таблиц смертности. Вероятности приводятся умноженными на 1000.

Таблица 6

Вероятности смерти от отдельных причин в возрасте 0—1 года в Ленинграде в 1939—1944 гг. (1000 q_x)

Причины смерти	1939 г.	1944 г.
Пневмония	43,7	75,3
Острые желудочно-кишечные заболевания	50,4	47,3
Врожденная слабость	2,8	0,5
Недоношенность	14,1	9,8
Болезни новорожденных	7,7	13,6
Дистрофия и авитаминозы	—	—

Первое место в числе причин смерти на первом году жизни занимала в Ленинграде в 1944 г. пневмония. На втором месте — острые желудочно-кишечные заболевания. Сравнительно с 1939 г. смертность от пневмонии была в 1944 г. значительно выше, смертность же от желудочно-кишечных заболеваний — ниже. Весьма значительно понизилась в 1944 г. смертность от недоношенности и врожденной слабости. Случаев смерти в возрасте 0—1 года от дистрофии и авитаминозов, так же как и от скарлатины, в 1944 г. в Ленинграде зарегистрировано не было, а от кори в возрасте 0—1 года умерло всего 19 детей (1000 q_x=1,1).

Вероятность смерти от острых инфекционных болезней в возрасте 0—1 года в Ленинграде в 1944 г. (1000 q_x) была следующая: грипп — 2,7, коклюш — 1,2, корь — 1,1, дифтерия — 0,5.

Резюме

1. Подробные полные таблицы доживаемости и смертности детского населения в возрасте 0—1 года строятся в Ленинграде ежегодно, начиная с 1923 г. В настоящей работе дается построение таблицы детской смертности для 1944 г.

2. Построение подробных таблиц смертности по отдельным возрастным промежуткам первого года жизни, в частности, по дням жизни на 1-й неделе, по неделям на 1-м месяце и по месяцам жизни для дальнейших периодов представляет наиболее совершенный метод изучения и измерения детской смертности.

3. Построение таблиц детской смертности особенно необходимо для периодов времени резких и быстрых изменений чисел родившихся и изменений интенсивности смертности в отдельные возрастные промежутки первого года жизни, как это наблюдалось в Ленинграде в результате войны и блокады. Для таких периодов ни один из обычных приемов суммарного измерения детской смертности для всего первого года жизни не дает достаточно правильных результатов.

4. Суммарно на протяжении всего первого года жизни детская смертность в Ленинграде до войны сравнительно мало изменялась в отдельные календарные годы, оставаясь на уровне 14—15% родившихся. В 1942 г. в результате блокады детская смертность резко повысилась и достигла громадных размеров—74,8%. В 1943 г. началось резкое ее понижение, а в 1944 г. детская смертность понизилась до 17,8%, оставаясь все же несколько большей по сравнению с довоенным периодом.

5. В отдельные возрастные промежутки первого года жизни смертность в 1944 г. была ниже, чем в 1942 г. во всех месяцах жизни. Сравнительно с довоенным 1939 г. детская смертность в 1944 г. была выше во всех одномесячных возрастах первого полугодия жизни, но ниже в возрастах 9—11 месяцев. В возрасте 7—8 месяцев величины смертности в 1939 и 1944 гг. были почти одинаковы.

6. Из отдельных причин смерти в 1944 г. по сравнению с довоенным 1939 г. существенно понизилась смертность от недоношенности, врожденной слабости и от желудочно-кишечных заболеваний. Смертность от пневмонии на первом году жизни была в 1944 г. выше, чем в 1939 г.

УКАЗАТЕЛЬ ПЕЧАТНЫХ РАБОТ С. А. НОВОСЕЛЬСКОГО

Книги

Смертность и продолжительность жизни в России. Пг., 1916, I, II. 207 с.

Больницы в России. Спб., изд. Главного врачебного управления. III, 1907. 102 с.

Средние и низшие медицинские школы в России. Спб., изд. Главного врачебного управления, 1910. XVII + 25 с.

Материалы по естественному движению еврейского населения в Европейской России за 40 лет (1867—1906 гг.). Пг., изд. Общества охранения здоровья еврейского населения (совместно с В. И. Бинштоком), 1915. XXXI + 77 с.

Обзор главнейших данных по демографии и санитарной статистике России. Пг., изд. К. Л. Риккера, 1916. 80 с.

Международная классификация причин смерти. Пг., изд. Ленинградского губстатотдела, 1921. 10 с.

Основы демографической и санитарной статистики. Переработка книги проф. Уиппля. М., Госмедиздат, 1929. 683 с.

Смертность и продолжительность жизни населения СССР (1926—1927 гг. Таблицы смертности). М.—Л., Планхозгиз, 1930. LII+139 с. in quarto (совместно с В. В. Паевским).

Отчет о состоянии народного здравия и организации медицинской (врачебной) помощи в России за 1896—1914 гг. Спб., 1903—1914. От 250 до 500 с. каждый том.

Потери в прошлых войнах. М., Медгиз, 1947. 211 с. (совместно с Л. С. Каминским).

Вопросы демографической и санитарной статистики (Избранные произведения). Под ред. проф. А. М. Меркова. М., Медгиз, 1958. 216 с. Библиогр. 147 назв. с порт.

Работы, напечатанные в периодических изданиях и сборниках

К казуистике мозговых нарывов. — «Военно-медицинский журнал», 1897, октябрь, с. 387—392.

К статистике нервных заболеваний у солдат. — «Военно-медицинский журнал», 1897, ноябрь, с. 871—886.

Иммиграция в Соединенные Штаты Северной Америки. — «Вестник общественной гигиены»[1], 1907, № 4, с. 519—526.

---

[1] Это название журнал получил в 1897 г. С 1889 г. он назывался «Вестник общественной гигиены, судебной и практической медицины». Основан в 1865 г. проф. Е. В. Пеликаном под названием «Архив судебной медицины и общественной гигиены». — *Прим. ред.*

Статистический материал по вопросу о высокой смертности в России. — «Вестник общественной гигиены», 1908, № 1, с. 19—32; № 2, с. 46—58.

К международной статистике туберкулеза и рака. Спб., изд. Русского общества охранения народного здравия, 1908, № 8, с. 3—15; № 9, с. 9—24; № 10, с. 26—32; № 11, с. 27—32; № 12, с. 25—45 (совместно с В. Н. Мамоновым). Отд. издание. Спб., 1908. 64 с.

Оспа и оспопрививание в России. — «Вестник общественной гигиены», 1909, № 5, с. 715—722.

Смертность врачей в России. — «Вестник С.-Петербургского Общества врачебной взаимопомощи», 1909, вып. XVIII, с. 1—9.

Профессиональная смертность в Англии. — «Вестник общественной гигиены», 1909, № 3, с. 372—400.

Международная номенклатура причин смерти и болезней. — «Вестник общественной гигиены», 1909, № 10, с. 1662—1668.

Очерк статистики самоубийств. — «Гигиена и санитария», 1910, № 8, с. 548—561; № 9, с. 619—634; № 10, с. 707—728.

Численность врачей в России и западноевропейских государствах. — «Вестник С.-Петербургского Общества врачебной взаимопомощи», 1910, вып. XIX—XX, с. 3—6.

О смерти врачей. Труды XI Пироговского съезда, 1911, т. I, с. 125—126.

К вопросу о возрастании смертности от рака. — «Русский врач», 1911, № 41, с. 1579—1580.

О различиях в смертности городского и сельского населения Европейской России. — «Общественный врач», 1911, № 4, с. 40—62.

Холера и водоснабжение в городах России. — «Врачебная газета», 1912, № 8, с. 1—10 (совместно с В. И. Бинштоком).

Смертность и семейное состояние населения С.-Петербурга. — «Вестник общественной гигиены», 1912, № 8, с. 1—7.

К вопросу о номенклатуре и регистрации причин смерти. — «Общественный врач», 1912, № 1, с. 29—32.

Очерк статистики населения, заболеваемости и медицинской помощи в России. — «Гигиена и санитария», 1912, № 21—22.

Проект номенклатуры причин смерти. — «Общественный врач», 1913, № 3, с. 118 (совместно с В. И. Бинштоком).

О статистике рака в России. Труды I Съезда по борьбе против рака. М., 1914, с. 1—13.

Статистический очерк дифтерии и результаты сывороточного ее лечения. Сб. монографий по дифтерии. Изд. под ред. Ф. М. Блюменталя и М. М. Грана. М., 1914. 77 с.

К вопросу о понижении смертности и рождаемости в России. — «Вестник общественной гигиены», 1914, № 3, с. 339—352.

Über Organisation und Hauptergebnisse der amtlichen Bevölkerungs und Medizinalstatistik in Russland. Archiv f. Soziale Hygiene und Demographie, bd. 9. 1914, S. 1—76.

К статистике русских лечебных местностей и их посещаемости. — «Вестник гигиены и общественной медицины», 1915, апрель, с. 477—481.

Влияние запрещения спиртных напитков на смертность от белой горячки в Петрограде. — «Русский врач», 1915, № 15, с. 345—346.

Война и естественное движение населения. — «Общественный врач», 1915, № 1, с. 11—18.

Выживаемость допризывного возраста в России. — «Общественный врач», 1916, № 7, с 418—428.

Смертность и продолжительность жизни в России. — «Общественный врач», 1916, № 3, с. 144—154.

Влияние прививок на заболеваемость брюшным тифом в нашей армии. — «Врачебная жизнь», 1917, № 2, с. 11—12.

Об организации государственной санитарной статистики. — «Общественный врач», 1917, № 9—10, с. 343—349.

Влияние войны на естественное движение населения. — «Общественный врач», 1917, № 6, 7, 8, с. 248—263.

Война и туберкулез. — «Общественный врач», 1918, № 15—16, с. 131—133.

Некоторые данные по динамике еврейского населения во время войны. — «Известия Общества охранения здоровья еврейского населения», 1918, № 5, с. 2—6.

К вопросу о смертности евреев. — «Известия Общества охранения здоровья еврейского населения», 1918, № 1, с. 13.

Материалы по географии и статистике сыпного тифа. — «Научная медицина», 1919, № 1, с. 49—74; № 2, с. 184—195.

Естественное движение населения в Петрограде в 1919 г. Материалы по статистике Петрограда, 1920, вып. 1, с. 6—37.

Возрастной состав населения Петрограда по переписи 1920 г. Материалы по статистике Петрограда, 1921, вып. 4, с. 6—19.

Естественное движение населения в Петрограде за первое полугодие 1920 г. Материалы по статистике Петрограда, 1921, вып. 3, с. 23—30.

Об индексах гомогамии и гетерогамии в петроградской брачности. Материалы по статистике Петрограда, 1921, вып. 4, с. 50—60.

Естественное движение населения в Петрограде в 1920 г. Материалы по статистике Петрограда. 1921, вып. 5, с. 18—45.

О приложении метода standart population к измерению рождаемости. Материалы по статистике Петрограда, 1921, вып. 3, с. 81—104.

К демографии Петрограда. — «Наука и ее работники», 1922, № 2, с. 3—10.

Естественное движение населения в России и Европе в годы мировой войны. — «Общественный врач», 1922, № 2, с. 51—65.

Население Петрограда. Численность, состав и движение населения. — В кн.: Весь Петроград. Пг., 1923, с. 1—9.

Городское население Петроградской губернии по переписи 1923 г. — «Бюллетень Петроградского губстатотдела», 1923, № 1, с. 65—68.

К статистике осужденных в Петроградской губернии. — «Бюллетень Петроградского губстатотдела», 1923, № 2, с. 52—54.

Убитые в Петрограде в 1917 г. — «Бюллетень Петроградского губстатотдела», 1923, № 2, с. 54—57.

Самоубийства в Петрограде. — «Бюллетень Петроградского губстатотдела», 1923, № 3, с. 62—64.

Инвалидность и смертность железнодорожных рабочих и служащих — «Гигиена и санитария путей сообщения», 1923, № 2, с. 36—52.

Брачность, рождаемость и смертность в Петрограде. — «Бюллетень Петроградского губстатотдела», 1923, № 1, с. 68—71.

Самодеятельное население Петрограда по полу и главным занятиям. — «Бюллетень Центрального статистического управления», 1923, № 80, с. 1—14.

О городском населении Петроградской губернии. — «Бюллетень Петроградского губстатотдела», 1923, № 3, с. 45—49.

Социальный состав населения Петрограда по переписям 1920—1923 гг. — «Бюллетень Петроградского губстатотдела», 1923, № 5, с. 46—48.

Естественное движение населения в Астраханском крае. — В кн.: Россия Т. 12. М., изд. Комиссии по изучению естественных производительных сил страны при Академии наук СССР, 1923, с. 23—32.

Разводы в Петрограде. — «Бюллетень Петроградского губстатотдела», 1923, № 4, с. 47—50.

Возрастной и семейный состав населения Петрограда. — «Бюллетень Петроградского губстатотдела», 1923, № 5, с. 44—45.

Материалы по статистике травматизма, болезненности и инвалидности в войну 1914—1917 гг. Труды комиссии по обследованию санитарных последствий войны. М., изд. Наркомздрава, 1923, с. 179—203.

Влияние войны на естественное движение населения. Труды комиссии по обследованию санитарных последствий войны. М., изд. Наркомздрава, 1923, с. 47—120.

Родственные хозяйства в Петрограде. — «Бюллетень Ленинградского губстатотдела», 1924, № 6, с. 33—36.

Естественное движение населения в Петрограде. — «Бюллетень Ленинградского губстатотдела», 1924, № 7, с. 35—37.

Национальный состав ленинградского населения по переписи 1923 г — «Бюллетень Ленинградского губстатотдела», 1924, № 8, с. 52—53.

Повозрастная смертность в Ленинграде в 1923 году. — «Бюллетень Ленинградского губстатотдела», 1924, № 9, с. 35—37.

Об измерении степени неправильных показаний возраста при переписях. — «Бюллетень Ленинградского губстатотдела», 1924, № 9, с. 37—39.

Туберкулез в Ленинграде. — «Бюллетень Ленинградского губстатотдела», 1924, № 10, с. 81—82.

Рождаемость и плодовитость ленинградского населения. — «Бюллетень Ленинградского губстатотдела», 1925, № 11, с. 87—89.

О тесноте связи между рождаемостью и детской смертностью. — «Вестник статистики», 1925, № 4—6, с. 1—26.

Смертность от рака в Ленинграде. — «Бюллетень Ленинградского губстатотдела», 1925, № 13, с. 192—202.

Естественное движение населения в Ленинграде в 1924 г. — «Бюллетень Ленинградского губстатотдела», 1925, № 12, с. 139—160 (совместно с В. В. Паевским).

Территориальная изменчивость смертности грудных детей в Ленинградской губернии. — «Бюллетень Ленинградского губстатотдела», 1925, № 13, с. 202—205.

Коренное и пришлое население Ленинграда. — «Бюллетень Ленинградского губстатотдела», 1925, № 13, с. 205—208.

Профессиональная смертность в Ленинграде. — В кн.: Материалы по статистике Ленинграда, 1925, вып. 6, с. 117—138.

Население. — Торгово-промышленный и финансовый словарь. Т. II. Л., изд. Северо-западного промбюро, 1925, с. 381—383.

Переписи населения. — Торгово-промышленный и финансовый словарь. Т. II. Л., изд. Северо-западного промбюро, 1925, с. 594—597.

Таблицы смертности населения Ленинграда за 1910—1911, 1920 и 1923 гг. — В кн.: Материалы по статистике Ленинграда и Ленинградской губернии. Вып. 6. Л., изд. Ленинградского губернского отдела статистики, 1925, с. 134—178 (совместно с В. В. Паевским).

Смертность грудных детей в Ленинграде. — «Охрана материнства и младенчества», 1925, № 1, с. 48—51.

Самоубийства, убийства и смертельные несчастные случаи в Ленинграде. — «Бюллетень Ленинградского губстатотдела», 1925, № 14, с. 117—133.

Об измерении смертности грудных детей в учреждениях по охране младенчества — «Профилактическая медицина», 1925, № 6, с. 95—99.

Life-tables of the city of Leningrad (form. Petrograd) for the years 1910—1911, 1918, 1920 and 1923. Metron. 1925, vol. V, № 2, p. 1—16 (совместно с В. В. Паевским).

Естественное движение населения в Ленинграде в 1925 г. — «Бюллетень Ленинградского губстатотдела», 1926, № 15, с. 184—214.

Евреи в Ленинграде. Сб. 2. Вопросы биологии и патологии евреев, 1926, вып. 1. с. 30—63; 1928, вып. 2, с. 176—188 (совместно с В. И. Бинштоком).

О смертности медицинского персонала. — В кн.: Быт и здоровье медработника. Л., изд. Профсоюза Медсантруд, 1926, с. 95—113.

Население Ленинградской губернии с физическими недостатками (по переписи 1920 г.) — «Бюллетень Ленинградского губстатотдела», 1926, № 15, с. 236—247.

Заметки по санитарной и медицинской статистике. — В кн.: Вопросы медицинской профилактики. Л., 1926, с. 231—279.

Естественное движение населения в Ленинграде в 1926 г. — «Бюллетень Ленинградского облстатотдела», 1927, № 16, с. 147—173.

Дополнения к главе о переписях в посмертном 5-м издании книги проф. А. А. Кауфмана «Теория и методы статистики». М., Госиздат, 1928.

Естественное движение населения в Ленинграде в 1927 г. — «Бюллетень Ленинградского облстатотдела», 1928, № 20, с. 62—89.

А. А. Чупров как демограф. Известия экономического факультета Политехнического института им. М. И. Калинина, 1928, № 1, с. 327—332.

Социальный и профессиональный состав населения Ленинграда. — «Бюллетень Ленинградского облстатотдела», 1928, № 18, с. 91—100.

Изменчивость и корреляция элементов естественного движения населения

в б. Ленинградской губернии. — В кн.: Санитарно-статистический сборник Ленинградского облздравотдела. Л., 1928, с. 21—31.

Теория и статистика населения. — Энциклопедический словарь Граната. Т. 41, 1928, VII, с. 357—397.

Повозрастная смертность в Ленинграде. — «Бюллетень Ленинградского облстатотдела», 1928, № 17, с. 89—91.

Влияние социально-экономических условий на смертность и заболеваемость. Статистическая методика изучения. Труды XI Всесоюзного съезда бактериологов, эпидемиологов и санврачей. М.—Л., 1929, т. 1, с. 252—254.

Естественное движение еврейского населения СССР за 1924—1926 гг. — В сб.: Евреи СССР. М., изд. Правления Всероссийского ОРТ, 1929, с 73—76 (совместно с В. И. Биншгоком).

Плодовитость ленинградского населения в связи с социальным положением. Санитарно-статистический сборник Ленинградского облздравотдела. Л., 1929, вып. 2, с. 84—93.

Возрастной состав населения Ленинграда и Ленинградской губернии — «Бюллетень Ленинградского облстатотдела», 1928, № 17, с. 81—88.

Демография. — БМЭ, т. 8, 1929, с. 611—621.

Доживаемость. — БМЭ, т. 9, 1930, с. 463—466.

Рождаемость и смертность в Ленинграде в 1929 г. — «Бюллетень Ленинградского облстатотдела», 1930, № 25, с. 65—68.

Самоубийства в Ленинграде. — «Бюллетень Ленинградского облстатотдела», 1930, № 24, с. 67—71.

Понижение алкогольной смертности в Ленинграде. — «Бюллетень Ленинградского облстатотдела», 1930, № 24, с. 72—74.

О связи рака женской половой сферы с семейным состоянием женщины. — «Врачебная газета», 1930, № 5, с. 356—358.

Приезжие, умершие в Ленинграде. — «Бюллетень Ленинградского облстатотдела», 1930, № 26, с. 51—56.

Влияние экономических условий на частоту отдельных причин смерти. — В кн.: Вопросы демографической и санитарной статистики. М., Медгиз, 1958, с. 76—86 (написано в 1931 г.).

К статистике и социальной патологии злокачественных новообразований — «Вопросы онкологии», 1931, кн. 3—4, с. 152—161.

Об эмпирическом законе смертности В. Я. Буняковского. — «Гигиена и эпидемиология», 1931, № 8—9, с. 22—26.

О сводных характеристиках воспроизводства и перспективных исчислениях населения. Труды Демографического института Академии наук СССР. Т. I Л, изд-во АН СССР, 1934, с. 17—37 (совместно с В. В. Паевским).

К вопросу о выравнивании возрастных группировок. Труды Демографического института Академии наук СССР. Т. I. Л., изд-во АН СССР, 1934, с. 39—61 (совместно с В. В. Паевским).

Нові течеї буржуазної науки у питаннях відтворення людності. — «Профілактична медицина», 1934, № 4, с. 33—43 (совместно с В. В. Паевским).

Иностранное законодательство об обязательном извещении о заразных болезнях. — «Гигиена и санитария», 1936, № 2, с. 69—75.

О динамике частоты рака отдельных органов. — «Советский врачебный журнал», 1936, № 8, с. 613—619.

Переписи населения в Соединенных Штатах — «Информационный бюллетень по Всесоюзной переписи 1937 г.» Л., 1936, № 1—2, с. 26—28.

К методологии измерения летальности. — «Гигиена и санитария», 1936, № 12, с. 49—53.

Об измерении летальности. — В кн.: Материалы по больничной летальности. Л., изд. Ленинградского института здравоохранения. 1940, с. 3—20.

О ранней детской смертности. — В кн.: Вопросы демографической и санитарной статистики. М., Медгиз, 1958, с. 131—158 (написано в 1941 г.).

Влияние порядка родов и порядка беременности на вес новорожденных. — В кн.: Вопросы педиатрии в дни блокады Ленинграда. Л., 1944, № 1, с 12—14

О связи стандартизованных и табличных коэффициентов смертности. — В кн.: Вопросы демографической и санитарной статистики. М., Медгиз, 1958, с. 25—41 (написано в 1945 г.).

Об эффективности прививок БЦЖ новорожденным. — «Проблемы туберкулеза», 1946, № 1, с. 25—33 (совместно с М. Л. Гольдфарбом и Э. А. Шейман).

Выживаемость и смертность детей 0—1 года в Ленинграде в послеблокадном периоде. — «Гигиена и санитария», 1946, № 7—8, с. 1—6.

О значении множественных диагнозов для статистики туберкулезной смертности в Ленинграде. — «Проблемы туберкулеза», 1946, № 5, с. 53—57.

О влиянии войны на половой состав рождающихся. — В кн.: Вопросы охраны материнства и детства. Л., 1946, с. 19—28.

Сдвиги в выживаемости и продолжительности жизни ленинградского детского населения в возрасте до 16 лет. — В кн.: Вопросы охраны материнства и детства. Л., 1946, с. 37—50.

Ранняя детская смертность в зависимости от веса при рождении. — В кн.: Вопросы охраны материнства и детства. Л., 1946, с. 29—36.

К пятидесятилетию первой Всероссийской переписи населения. — «Советское здравоохранение», 1947, № 5, с. 18—22 (совместно с Е. Э. Беном).

Демография. — Энциклопедический словарь военной медицины. Т. 2. М., 1947, с. 418—424.

Влияние войны и блокады на изменения возрастно-полового состава населения, на брачность и частоту разводов в Ленинграде. — Труды 2-й конференции комиссии по изучению медико-санитарных последствий войны. Т. II. М., изд. АМН СССР, 1948, с. 11—15.

Предмет и содержание отечественной санитарной статистики в досоветский период и ее развитие. Ученые записки Московского экономико-статистического института. Т. VI. М., 1955, вып. 6, с. 7—43.

В. И. Гребенщиков и его значение в истории санитарной и демографической статистики. — В кн.: Проблемы демографической статистики. — Сб. статей под ред. акад. В. С. Немчинова. М., Госстатиздат, 1959, с. 363—377.

Санитарно-демографические статистические материалы, опубликованные в журнале «Вестник общественной гигиены» за подписью С. А. Новосельского

Сведения о смертности и заболеваемости. Пастеровские станции 1903 году. — «Вестник общественной гигиены», 1905, № 5, с. 797—811.

Сведения о смертности. — «Вестник общественной гигиены», 1905, № 6, 951—967; № 7, с. 1123—1143; № 8, с. 1312—1319; № 10, с. 1657—1667.

Сведения о смертности по метрическим записям и в Привисленском крае по регистрации врачей. — «Вестник общественной гигиены», 1905, № 11, с. 1834—1845, № 12, с. 1979—1998.

Сведения о смертности по метрическим записям и в Привисленском крае по регистрации врачей. — «Вестник общественной гигиены», 1906, № 1, с. 145—159; № 2, с. 288—293; № 4, с. 615—627; № 5, с. 784—801; № 9, с. 1475—1491; № 10, с. 1642—1651; № 11, с. 1830—1843; № 12, с. 1972—1981.

Сведения о смертности по метрическим записям и в Привисленском крае по регистрации врачей. Смертность в иностранных городах в 1905 г. — «Вестник общественной гигиены», 1906, № 3, с. 449—461.

Сведения о смертности от заразных болезней. Движение населения в Бельгии, городах Франции, Норвегии. Смертность от заразных болезней в Дании. — «Вестник общественной гигиены», 1908, № 12, с. 1973—1989.

Сведения о смертности от заразных болезней. — «Вестник общественной гигиены», 1909, № 1, с. 161—177; № 4, с. 675—689; № 5, с. 835—849; № 7, с. 1181—1195; № 8, с. 1345—1355; № 9, с. 1505—1515; № 12, с. 1949—1954.

Сведения о смертности от заразных болезней. Движение населения Будапешта, Брюсселя, Уругвая. Численность медицинского персонала во Франции. — «Вестник общественной гигиены», 1909, № 2, с. 334—348.

Сведения о смертности от заразных болезней. Смертность в иностранных городах в 1908 г. — «Вестник общественной гигиены», 1909, № 3, с. 492—503.

Сведения о смертности от заразных болезней. Список врачей, умерших от

сыпного тифа. Общие сведения по отчету о народном здравии в России за 1907 г. — «Вестник общественной гигиены», 1909, № 6, с. 1016—1043.

Сведения о смертности от заразных болезней. Международная номенклатура болезней и причин смерти. — «Вестник общественной гигиены», 1909, № 10, с. 1651—1668.

Сведения о смертности от заразных болезней. Новая таблица смертности Германской империи. — «Вестник общественной гигиены», 1909, № 11, с. 1815—1827.

Сведения о смертности от заразных болезней. — «Вестник общественной гигиены», 1910, № 1, с. 142—155; № 2, с. 281—293; № 3, с. 447—457; № 4, с. 584—598; № 5, с. 728—741; № 6, с. 882—902; № 7, с. 1032—1078; № 8, с. 1210—1221; № 9, с. 1448—1469; № 10, с. 1592—1598; № 11, с. 1690—1696.

Сведения о смертности от заразных болезней. — «Вестник общественной гигиены», 1911, № 1, с. 156—164; № 2, с. 287—297; № 3, с. 445—455; № 5, с. 762—783; № 6, с. 924—936; № 7, с. 1072—1079; № 8, с. 1220—1239

Сведения о смертности от заразных болезней. Смертность в иностранных городах. — «Вестник общественной гигиены», 1911, № 4, с. 619—630.

Сведения о смертности от заразных болезней. Смертность в городах Дании. — «Вестник общественной гигиены», 1911, № 9, с. 1388—1399.

Сведения о смертности по метрическим записям и в Привисленском крае по регистрации врачей. — «Вестник общественной гигиены», 1907, № 1, с. 122—133; № 2, с. 296—307.

Сведения о смертности от заразных болезней по метрическим сведениям и в Привисленском крае по регистрации врачей. Заболеваемость заразными болезнями. Лечебные заведения в Германии. — «Вестник общественной гигиены», 1906, № 6, с. 958—976; № 7, с. 1151—1171.

Сведения о смертности от заразных болезней. Общие данные из отчета по империи за 1905 г. — «Вестник общественной гигиены», 1907, № 4, с. 668—693.

Сведения о смертности от заразных болезней. Статистика несчастных случаев среди рабочих в Австрии. — «Вестник общественной гигиены», 1907, № 5, с. 857—867.

Сведения о смертности от заразных болезней. — «Вестник общественной гигиены», 1907, № 6, с. 1017—1031; № 7, с. 1186—1195; № 8, с. 1336—1345; № 10, с. 1647—1658; № 11, с. 1825—1837; № 12, с. 1989—1997.

Сведения о смертности от заразных болезней. Движение населения и причины смерти во Франции, Норвегии. Смертность от заразных болезней и рака в Дании. — «Вестник общественной гигиены», 1907, № 9, с. 1487—1497.

Сведения о смертности от заразных болезней. Смертность в городах Греции. — «Вестник общественной гигиены», 1908, № 1, с. 161—173.

Сведения о смертности от заразных болезней. Движение населения в Бельгии. — «Вестник общественной гигиены», 1908, № 2, с. 338—348

Сведения о смертности от заразных болезней. Смертность в иностранных городах. — «Вестник общественной гигиены», 1908, № 3, с. 479—491.

Сведения о смертности от заразных болезней. — «Вестник общественной гигиены», 1908, № 4, с. 663—673; № 6, с. 1026—1043; № 6, с. 1196—1209; № 8, с. 1361—1369; № 9, с. 1533—1545; № 10, с. 1703—1713.

Краткие сведения по отчету о народном здравии в России за 1906 г. Сведения о смертности от заразных болезней. — «Вестник общественной гигиены», 1908, № 5, с. 829—857.

Сведения о смертности от заразных болезней. Движение населения в Германии. — «Вестник общественной гигиены», 1908, № 11, с. 1861—1873.

Сведения о смертности от заразных болезней. Организация врачебной помощи, движение населения и причины смерти в Норвегии. Смертность от заразных болезней в Италии. Смертность и причины смерти во Франции. — «Вестник общественной гигиены», 1911, № 10, с. 1556—1567.

Сведения о смертности от заразных болезней. Движение населения и причины смерти в Бельгии. — «Вестник общественной гигиены», 1911, № 11, с. 1729—1738.

Сведения о смертности от заразных болезней. Детская смертность в Англии и Уэльсе. Движение населения в Дании. — «Вестник общественной гигиены», 1911, № 12, с. 1853—1862.

Сведения о смертности от заразных болезней. Движение населения в Швейцарии и Венгрии. — «Вестник общественной гигиены», 1912, № 1, с. 147—157.

Сведения о смертности от заразных болезней. Организация врачебной помощи в Норвегии. — «Вестник общественной гигиены», 1912, № 2, с. 315—321.

Сведения о смертности от заразных болезней. Смертность в городах Дании. — «Вестник общественной гигиены», 1912, № 3, с. 485—497.

Сведения о смертности от заразных болезней. Смертность в иностранных городах — «Вестник общественной гигиены», 1912, № 4, с. 629—638.

Сведения о смертности от заразных болезней. Причины смерти и самоубийства в Германской империи. — «Вестник общественной гигиены», 1912, № 5, с. 796—804.

Сведения о смертности от заразных болезней. — «Вестник общественной гигиены», 1912, № 6, с. 952—958; № 7, с. 1129—1137; № 8, с. 1302—1308; № 9, с. 1461—1466; № 10, с. 1725—1733; № 11, с. 1844—1849.

Сведения о смертности от заразных болезней. Движение населения в Болгарии. — «Вестник общественной гигиены», 1912, № 12, с. 1972—1981.

Сведения о смертности от заразных болезней. — «Вестник общественной гигиены», 1913, № 1, с. 162—167; № 5, с. 881—887; № 6, с. 1046—1052; № 7, с. 1189—1194; № 8, с. 1373—1379; № 9, с. 1538—1539; № 10, с. 1685—1695; № 12, с. 1980—1986.

Сведения о смертности от заразных болезней. Движение населения и причины смерти в Англии, Шотландии, Ирландии и Сербии. — «Вестник общественной гигиены», 1913, № 2, с. 328—341.

Сведения о смертности от заразных болезней. Смертность в городах Дании. Движение населения Германской империи. — «Вестник общественной гигиены», 1913, № 3, с. 510—515.

Сведения о смертности от заразных болезней. Движение населения и причины смерти в Австрии. — «Вестник общественной гигиены», 1913, № 4, с. 688—695.

Сведения о смертности от заразных болезней. Новые таблицы смертности для Германской империи. — «Вестник общественной гигиены», 1913, № 11, с. 1855—1865.

Сведения о смертности от заразных болезней. — «Вестник общественной гигиены», 1914, № 1, с. 155—161; № 2, с. 324—330; № 3, с. 485—491; № 7, с. 1148—1154; № 9, с. 1481—1487; № 10, с. 1640—1646; № 11, с. 1790—1797; № 12, с 1876—1881.

Сведения о смертности от заразных болезней. Смертность в городах иностранных государств. — «Вестник общественной гигиены», 1914, № 4, с. 645—655.

Данные по отчету о состоянии народного здравия в Империи за 1912 г. Сведения о смертности от заразных болезней. — «Вестник общественной гигиены», 1914, № 5, с. 803—826.

Сведения о смертности от заразных болезней. Причины смерти в Японии. Движение населения в городах Франции. — «Вестник общественной гигиены», 1914, № 6, с. 977—993.

Сведения о смертности от заразных болезней. Количество населения в государствах Европы. — «Вестник общественной гигиены», 1914, № 8, с. 1309—1320.

Сведения о смертности от заразных болезней. — «Вестник общественной гигиены», 1915, № 1, с. 147—152; № 3, с. 434—439; № 4, с. 586—595; № 5, с 750—756, № 7, с. 1050—1073; № 8, с. 1182—1192; № 9, с. 1322—1328; № 10, с. 1416—1435; № 11, с. 1561—1566; № 12, с. 1668—1673.

Сведения о смертности от заразных болезней. Население по переписям Австрии, Венгрии, Германии. — «Вестник общественной гигиены», 1915, № 2, с 273—287.

Сведения о смертности от заразных болезней. Движение населения, внешняя торговля, цены на продукты и пауперизм в Англии. — «Вестник общественной гигиены», 1915, № 6, с. 906—916.

Сведения о смертности от заразных болезней. — «Вестник общественной гигиены», 1916, № 1, с 130—135; № 2, с. 264—269; № 3, с. 392—411; № 4, с 557—563, № 5, с. 702—709; № 6, с. 832—838; № 7, с. 1004—1021; № 9, с 1157—1163; № 10, с. 1271—1276; № 11, с. 1402—1407; № 12, с. 1464—1469.

Сведения о смертности от заразных болезней. — «Вестник общественной гигиены», 1917, № 1, с. 120—125; № 4—5, с. 438—443.

Сведения о смертности от заразных болезней. Движение населения в Великобритании. — «Вестник общественной гигиены», 1917, № 2—3, с. 279—287.

ЛИТЕРАТУРА О С. А. НОВОСЕЛЬСКОМ

С. А. Новосельский (1872—1953). Краткий очерк жизни и деятельности. — В кн.: С. А. Новосельский. Вопросы демографической и санитарной статистики (Избранные произведения). Под ред. проф. А. М. Меркова. М., Медгиз, 1958, с. 7—17.

Новосельский С. А. — БМЭ. Т. 21. Изд. 2-е. М., 1961, с. 46—47.

Новосельский С. А. — БМЭ. Т. 21. Изд. 1-е. М., 1937, с. 485—486.

Бирюкова Р. Н. Рецензия на книгу: «С. А. Новосельский. Вопросы демографической и санитарной статистики» (М., 1958). — «Советское здравоохранение», 1959, № 7, с. 47—48.

Иванов В. Ф. Рецензия на книгу: «С. А. Новосельский. Вопросы демографической и санитарной статистики» (М., 1958). — «Гигиена и санитария», 1960, № 3, с. 117.

Поляков Л. Е. Военные санитарно-демографические и медико-статистические исследования С. А. Новосельского. — «Советское здравоохранение», 1962, № 4, с. 44—48.

Белицкая Е. Я. Наш современник Сергей Александрович Новосельский. — «Здравоохранение Российской Федерации», 1972, с. 44—47.

Поляков Л. Е. Социальная гигиена в трудах С. А. Новосельского (к 100-летию со дня рождения). — «Гигиена и санитария», 1973, № 10, с. 57—60.

Памяти С. А. Новосельского. Некролог. — «Медицинский работник», 1953, 20 ноября.

Новосельский Сергей Александрович. — Статистический словарь. Гл. ред. А. И. Ежов. Макет. Т. I. М., Госстатиздат ЦСУ СССР, 1963, с. 309—310.

СОДЕРЖАНИЕ

От составителя и научного редактора 5
Краткий очерк жизни и деятельности С. А. Новосельского . 7

РАЗДЕЛ I

МЕТОДЫ ДЕМОГРАФИЧЕСКОЙ И САНИТАРНОЙ СТАТИСТИКИ

К методологии измерения летальности 16
О связи стандартизованных и табличных коэффициентов смертности . 20
Корреляция 32
Об эмпирическом законе смертности В. Я. Буняковского 47
Международная номенклатура болезней и причин смерти 53
К статистике и социальной патологии злокачественных новообразований 55
Выживаемость допризывного возраста в России 66
Влияние порядка родов и порядка беременности на вес новорожденных 71
Об организации государственной санитарной статистики 73
В. И. Гребенщиков и его значение в истории санитарной и демографической статистики 79
А. А. Чупров, как демограф 93

РАЗДЕЛ II

ИЗУЧЕНИЕ ЗАКОНОМЕРНОСТЕЙ ДИНАМИКИ НАРОДОНАСЕЛЕНИЯ

Естественное движение населения в Петрограде 98
Смертность и семейное состояние населения 115
К вопросу о снижении смертности и рождаемости 120
Влияние экономических условий на частоту отдельных причин смерти 128
Плодовитость населения в связи с социальным положением . . . 136
Изменчивость и корреляция элементов естественного движения населения 142
О тесноте связи между рождаемостью и детской смертностью . . . 146
О ранней детской смертности 153
Ранняя детская смертность в зависимости от веса при рождении . . 174
Сдвиги в выживаемости и продолжительности жизни ленинградского детского населения в возрасте до 16 лет 180

РАЗДЕЛ III

ДЕМОГРАФИЧЕСКИЕ ПОСЛЕДСТВИЯ ВОЙН

Людские потери в войнах 193
Влияние войны на естественное движение населения 197
Влияние войны на половой состав рождающихся 219
Война и туберкулез 225
Материалы по статистике травматизма, болезненности и инвалидности в войну 1914—1917 гг. 227
Влияние войны и блокады на изменения возрастно-полового состава населения, на брачность и частоту разводов в Ленинграде 244
О физическом развитии новорожденных и ясельных детей в Ленинграде в военное и послевоенное время 250
Выживаемость и смертность детей 0—1 года в Ленинграде в послеблокадном периоде 252
Указатель печатных работ С. А. Новосельского 259
Литература о С. А. Новосельском 267

Сергей Александрович Новосельский

ДЕМОГРАФИЯ И СТАТИСТИКА

(Избранные произведения)

Рецензент *М. С. Бедный*
Редактор *Т. А. Кобзева*
Мл. редактор *Т. В. Пархалина*
Техн. редактор *Л. Г. Челышева*
Корректоры *Я. Б. Островский, Г. В. Хлопцева, И. П. Елкина*
Худ. редактор *Т. В. Стихно*
Переплет художника *Л. С. Эрмана*

ИБ № 488

Сдано в набор 7/IX 1977 г. Подписано к печати 9/XII 1977 г. Формат бумаги 60×90¹/₁₆. Бумага тип. № 2. Объем 17,0 печ. л. Уч.-изд. л. 18,45. Усл. п. л. 17,0. Тираж 4000 экз. (Тематич. план 1978 г. № 47). Заказ № 539. Цена 2 р. 30 к.

Издательство «Статистика», Москва, ул. Кирова, 39.

Типография им. Котлякова издательства «Финансы» Государственного комитета Совета Министров СССР по делам издательств, полиграфии и книжной торговли.
191023, Ленинград, Д-23, Садовая, 21.

ВНИМАНИЮ ЧИТАТЕЛЕЙ!

В III квартале 1978 г. в издательстве «Статистика» выйдут из печати следующие книги о населении:

Народонаселение стран мира. Справочник. Изд. 2-е, перераб. и доп. 29 л., 2 р. В пер. — Авт.: Козлов В. И., Сонин М. Я., Выдро М. Я. и др. План 1978 г., № 46.

Предыдущее издание справочника вышло в 1974 г. и получило широкое признание читателей. При переработке книги в нее включены новейшие статистические материалы, в первую очередь данные переписей населения, проведенных во многих странах мира за последние годы. Данные по Советскому Союзу приведены, как правило, по официальным публикациям ЦСУ СССР. По тем странам, где учет естественного движения населения и миграций налажен недостаточно, авторы использовали оценки, публикуемые в демографических ежегодниках ООН. Статистические данные справочника сопровождаются анализом, даются необходимые пояснения.

Ткаченко А. А. **Экономические последствия современных демографических процессов в СССР.** 9 л., 1 р. 35 к. План 1978 г., № 52.

Исследование экономико-демографических проблем имеет важное значение для дальнейшего роста эффективности общественного производства. В книге анализируются требования к образовательно-профессиональному уровню работников народного хозяйства в условиях научно-технической революции, возможности их удовлетворения. Проблемы в области народонаселения автор рассматривает не изолированно, а в связи с совокупностью взаимопересекающихся социальных, экономических и демографических факторов.

Урланис Б. Ц. Эволюция продолжительности жизни. 18 л., 1 р. 32 к. План 1978 г., № 53.

Автор прослеживает путь, пройденный человечеством за весь период его существования, анализирует факторы и условия, определяющие продолжительность жизни, проводит сравнения в историческом, географическом и социальном аспектах. В работе рассматриваются методы расчета показателей продолжительности жизни, дана структура причин смерти, анализируются причины различий продолжительности жизни мужчин и женщин. Борьба за продление жизни советских людей рассматривается автором как важнейшая государственная задача.

Возобновление поколений нашей страны (Региональный аспект). 6 л. (Народонаселение), 37 к. — Авт.: Шахотько Л. П., Пирожков С. И., Мулляджанов Р. И. и др. План 1978 г., № 55.

О том, как сменяются поколения людей в разных районах страны, сколько рождается детей в семьях различных социальных групп, каковы факторы, вызывающие различия в уровне рождаемости и смертности у населения Советского Союза: рабочих, колхозников, интеллигенции, жителей города, села, — вопросы, рассматриваемые в книге. В ней исследуются причины изменения демографического поведения населения различных поколений, прослеживается историческая эволюция этих процессов.

Заказы на приобретение книг Вы можете оформить в местном книжном магазине, распространяющем общественно-политическую и социально-экономическую литературу или в магазине № 84 «Книга — почтой» по адресу: Москва 127540, Дубнинская ул. д. 16/а.

При заказе книг укажите порядковый номер издания в плане выпуска литературы издательства «Статистика» на 1978 г.